

EL MERCADO
ESPAÑOL DE RENTA
VARIABLE. ANÁLISIS
DE LA LIQUIDEZ
E INFLUENCIA
DEL MERCADO DE
DERIVADOS

Roberto Blanco Escolar

Banco de España - Servicio de Estudios
Estudios Económicos, nº 66 - 1999

Este documento contiene gráficos vinculados. Para verlos, sitúese sobre el texto “ver gráfico...” que aparece en su lugar y pulse el botón izquierdo del ratón. Para continuar la lectura del documento, vuelva a pulsar el botón izquierdo del ratón.

EL MERCADO ESPAÑOL DE RENTA VARIABLE. ANÁLISIS DE LA LIQUIDEZ E INFLUENCIA DEL MERCADO DE DERIVADOS

Roberto Blanco Escolar

El Banco de España, al publicar esta serie, pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

El Banco de España difunde sus informes más importantes, así como los Indicadores económicos, a través de las redes INTERNET e INFOVÍA.PLUS en la dirección <http://www.bde.es>.

ISSN: 0213-2699

ISBN: 84-7793-657-9

Depósito legal: M. 10819-1999

Imprenta del Banco de España

ÍNDICE

	<i>Páginas</i>
INTRODUCCIÓN.....	9
I. ANÁLISIS DE LA LIQUIDEZ EN EL MERCADO ESPAÑOL DE RENTA VARIABLE E IMPACTO DE LAS REGULACIONES SOBRE VARIACIONES MÍNIMAS DE PRECIOS.....	19
I.1. Introducción.....	19
I.2. Revisión de la literatura.....	21
I.3. Principales características del funcionamiento del mercado español de renta variable.....	25
I.4. Medición de la liquidez. Problemas y nuevas propuestas.....	26
I.5. Las variaciones mínimas de precios.....	29
I.5.1. Impacto de las variaciones mínimas de precios sobre la medición de la liquidez.....	30
I.5.2. Efectos de las variaciones mínimas de precios sobre el funcionamiento de los mercados bursátiles	31
I.6. Información disponible y variables generadas	32
I.7. Resultados del análisis empírico	35
I.7.1. ¿Son vinculantes las restricciones impuestas por las variaciones mínimas de precios?	35
I.7.2. Importancia de los costes de inmediatez en el mercado español	39
I.7.3. Caracterización de las horquillas	42
I.7.3.1. Efecto tamaño.....	42
I.7.3.2. Estacionalidades	43
I.7.3.3. Otros determinantes temporales de las horquillas.....	49
I.7.4. Análisis de las posibles deficiencias empíricas de las horquillas como medidas de liquidez. . .	51

	<i>Páginas</i>
I.7.4.1. Variabilidad en sección cruzada de la liquidez.....	51
I.7.4.2. Variabilidad temporal de la liquidez.....	53
I.8. Conclusiones.....	56
APÉNDICE I.A. PROPIEDADES DE LAS FUNCIONES DE OFERTA Y DEMANDA Y DE LA CURVA DE LIQUIDEZ.....	59
I.A.1. Funciones de oferta y demanda.....	59
I.A.2. Función diferencial (curva de liquidez).....	61
II. EFECTOS SOBRE LA VOLATILIDAD DEL MERCADO ESPAÑOL DE RENTA VARIABLE DE LA INTRODUCCIÓN DE LOS CONTRATOS DE FUTUROS Y OPCIONES SOBRE EL ÍNDICE IBEX 35.....	63
II.1. Introducción.....	63
II.2. Revisión de la literatura.....	65
II.3. Principales características del funcionamiento del mercado de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35 ...	67
II.4. Información disponible y variables generadas.....	68
II.5. Aspectos metodológicos.....	70
II.5.1. Análisis diferencial por carteras.....	70
II.5.2. Medidas alternativas de volatilidad.....	72
II.6. Resultados empíricos.....	74
II.6.1. Modelización de la media de los rendimientos.....	74
II.6.2. La varianza incondicional y sus componentes.....	77
II.6.2.1. El modelo de difusión con saltos..	77
II.6.2.2. Cambios en la volatilidad incondicional y en sus componentes tras la aparición del mercado de derivados.....	79
II.6.3. La varianza condicional.....	83
II.6.3.1. Modelización de la varianza condicional.....	83
II.6.3.2. Cambios en la varianza condicional tras la aparición del mercado de derivados.....	85
II.6.3.3. Varianza condicional e importancia relativa de los derivados.....	90

	<u>Páginas</u>
II.6.4. La volatilidad intradía	96
II.6.4.1. Definición de volatilidad intradía ..	96
II.6.4.2. Cambios en la volatilidad intradía tras la aparición del mercado de derivados.....	97
II.6.4.3. Volatilidad intradía e importancia relativa de los derivados.....	98
II.7. Conclusiones	100
APÉNDICE II.A. CARACTERÍSTICAS DE LAS CARTE- RAS UTILIZADAS EN ESTE CAPÍTULO.	102
 III. TRANSMISIÓN DE INFORMACIÓN Y VOLATILIDAD EN- TRE EL MERCADO DE FUTUROS SOBRE EL ÍNDICE IBEX 35 Y EL MERCADO AL CONTADO	 105
III.1. Introducción.....	105
III.2. Revisión de la literatura.....	109
III.3. Preferencias de operar en los mercados en presen- cia de costes de transacción	112
III.3.1. Factores que influyen sobre el mercado preferido para explotar la información	112
III.3.1.1. Condiciones necesarias y sufi- cientes para que solamente sea rentable explotar la información en uno de los dos mercados...	113
III.3.1.2. Condiciones suficientes para que sea más rentable explotar la información en uno de los dos mercados	115
III.3.2. Efectos de las regulaciones sobre varia- ciones mínimas de precios.....	117
III.3.3. Relevancia empírica de las proposiciones anteriores.....	118
III.4. Información disponible y variables generadas.....	120
III.5. Resultados empíricos	124
III.5.1. Análisis preliminar de la información	124
III.5.2. Relación dinámica de las medias de los precios	129
III.5.2.1. Especificación del modelo.....	129
III.5.2.2. Resultados.....	135
III.5.2.3. Las funciones de reacción a un impulso	140

	<u>Páginas</u>
III.5.3. Relación dinámica de los volúmenes	144
III.5.4. Relación dinámica de las volatilidades . . .	148
III.5.4.1. Especificación del modelo	148
III.5.4.2. Resultados	151
III.5.4.3. Las funciones de reacción a un impulso	153
III.6. Conclusiones	155
APÉNDICE III.A. LAS FUNCIONES DE REACCIÓN A UN IMPULSO	157
III.A.1. Modelos de la media de los precios	157
III.A.2. Modelo del volumen	158
III.A.3. Modelo de la varianza	159
III.A.4. Funciones de reacción a un impulso ortogonalizadas	161
APÉNDICE III.B.	163
BIBLIOGRAFÍA	165

INTRODUCCIÓN (1)

En este libro se estudian dos aspectos relativos al comportamiento del mercado español de renta variable: la liquidez y la influencia del mercado de derivados. El concepto de liquidez que se utiliza hace referencia a la facilidad de realizar operaciones de forma inmediata. Desde este punto de vista, el grado de liquidez de un instrumento viene determinado por los costes de inmediatez asociados a su operativa, los cuales constituyen una parte de los costes de transacción.

Muchos de los modelos utilizados en economía financiera ignoran la existencia de costes de transacción y, en particular, de costes de inmediatez. Sin embargo, la presencia de tales costes puede tener un impacto importante sobre el comportamiento de los agentes. En particular, la demanda de activos por parte de los inversores y la decisión sobre el mercado elegido a la hora de realizar sus operaciones estarán influidas por la liquidez de los instrumentos y mercados.

Recientemente, los temas relacionados con la liquidez han sido objeto de una creciente atención por parte de los mercados y de la investigación financiera, sobre todo a un nivel teórico. Sin embargo, muchas cuestiones empíricas relacionadas con la liquidez siguen sin tener respuestas concluyentes. De hecho, como se comentará más adelante, ni siquiera la medición del grado de liquidez es una cuestión trivial. En este contexto,

(1) Este libro es el resultado de un amplio proyecto de investigación, desarrollado en su etapa final en el Servicio de Estudios del Banco de España, y que ha sido presentado y defendido como tesis doctoral en el Departamento de Fundamentos de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad del País Vasco, en octubre de 1998.

Quiero agradecer, en primer lugar, a Gonzalo Rubio su labor como director. Asimismo, agradezco los comentarios recibidos de dos evaluadores anónimos de la revista *Investigaciones Económicas* a una primera versión del capítulo II, así como los recibidos de los asistentes a los seminarios organizados en la Universidad del País Vasco, la Universidad Carlos III de Madrid, el Servicio de Estudios del Banco de España y la CNMV, donde he presentado primeras versiones de diferentes partes de este trabajo. Agradezco especialmente los comentarios y sugerencias de los miembros del tribunal de tesis, así como los de Soledad Núñez. Por lo que respecta a la información, agradezco la disponibilidad de datos que me ha facilitado la CNMV. Finalmente, deseo agradecer a Ramón Ruiz su colaboración en uno de los programas informáticos que he utilizado.

este trabajo se preocupa por los problemas relacionados con la medición de la liquidez y pretende aportar evidencia sobre las características de dicha variable en el mercado español de renta variable.

Como se ha comentado anteriormente, el segundo aspecto objeto de estudio en este libro es la influencia del mercado de derivados. En España, la negociación con derivados sobre renta variable se inició en 1992, con la introducción de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35, y a partir de 1994 se empezaron a negociar opciones sobre las acciones de algunas de las empresas cotizadas. La negociación en estos mercados ha crecido muy rápidamente y se ha situado por encima del volumen que se contrata en el mercado al contado. Así, en 1997 el volumen negociado con estos instrumentos duplicó al que se cruzó en el mercado al contado. Es, asimismo, llamativo el peso que tiene la negociación de los futuros sobre el Ibex 35, con cerca del 80 % del volumen total en 1997.

La importancia que han adquirido los derivados nos lleva a preguntarnos por las funciones económicas que estos desempeñan y por la influencia que ejercen sobre los mercados al contado. Para entender cuáles son las funciones que desempeñan los derivados es conveniente identificar primero dónde reside el valor añadido de dichos instrumentos. En principio, podría pensarse que los derivados son unos instrumentos financieros redundantes, ya que el perfil de pagos que proporcionan puede replicarse, bajo ciertas condiciones, combinando diferentes activos negociados al contado. Sin embargo, algunas características de los derivados pueden hacer que estos resulten más atractivos para la realización de determinadas estrategias. En el caso de los futuros, sus dos propiedades más interesantes son el elevado grado de estandarización de los contratos, que beneficia a su liquidez por el hecho de concentrar la negociación en unos pocos activos, y su elevado grado de apalancamiento, el cual permite tomar posiciones de riesgo con un desembolso menor que si la operación se hiciera en el contado. Ambas características se reflejan en forma de menores costes de transacción. En el caso de las opciones, su principal ventaja reside en el hecho de que la réplica de su perfil de pagos con activos negociados al contado resulta muy complicada, al requerir reajustes continuos en las carteras.

Las características específicas de los derivados descritas en el párrafo anterior son las que explican las tres principales funciones que se les atribuyen. La primera función es la de permitir una transferencia de riesgos de una forma más eficiente, a raíz de los menores costes de transacción asociados a su operativa. La segunda función es la de mejorar el conjunto de información contenida en los precios («price discovery»). Esta última función, que es más característica de los futuros, consiste en que los precios tienden a incorporar más rápidamente la información, hecho que se produce porque sus reducidos costes de transacción permi-

ten que los agentes exploten pequeñas piezas de información. Por último, la tercera función, que es característica de las opciones, es la de completar los mercados financieros. En efecto, se puede entender que las opciones permiten ampliar el abanico de estrategias de inversión disponibles, si se tiene en cuenta la dificultad de replicar el perfil de pagos de aquellas con instrumentos negociados al contado.

En algunas ocasiones, a los derivados también se les han atribuido algunos efectos con connotaciones negativas, como, por ejemplo, el aumento de la volatilidad en los mercados al contado (el llamado efecto desestabilizador). Esta tesis ha sido objeto de gran polémica y se han propuesto tanto argumentos a favor como en contra de la misma. Los defensores del efecto desestabilizador argumentan que los mercados de derivados atraen, por sus características, a un mayor número de especuladores, quienes con su actividad provocan movimientos en los precios de los activos negociados en aquellos mercados no justificados por variaciones en los fundamentos económicos, los cuales se transmiten hacia el mercado al contado a través de las operaciones de arbitraje. Por el contrario, los defensores del efecto estabilizador señalan que la introducción del mercado de derivados contribuye a aumentar la liquidez del contado, debido a la posibilidad de realizar coberturas más baratas y, por esta vía, se produce una reducción de la volatilidad.

En este contexto, el objetivo de este libro se centra en la búsqueda de evidencia de la influencia del mercado de derivados sobre el mercado español de renta variable. Concretamente, se estudian el impacto sobre la volatilidad de la introducción de los futuros y opciones sobre el índice Ibex 35, y las relaciones dinámicas entre el mercado de futuros y el de contado. La finalidad de este último análisis es la de encontrar evidencia sobre la función de «price discovery» del mercado de futuros.

El libro está estructurado en tres capítulos. A continuación se ofrece una síntesis de cada uno de ellos, en la que se describe la metodología utilizada, se comentan los resultados y se destacan las principales aportaciones.

En el capítulo I se estudia la liquidez del mercado español de renta variable. En la literatura, la medida estándar de liquidez es la horquilla formada por los mejores precios de compra y de venta («bid-ask spread»). El supuesto implícito es que dichas cotizaciones indican los precios a los que se pueden realizar operaciones de forma inmediata, y que el precio de equilibrio viene dado por el punto medio entre las dos cotizaciones. Sin embargo, en la práctica las cotizaciones de la horquilla solo son válidas hasta un cierto volumen, y para tamaños superiores a este los precios son más desfavorables para el agente con necesidades de liquidez y, como consecuencia, los costes de inmediatez son superiores. Esta ob-

servación sugiere que la utilización de la horquilla como medida de liquidez puede llevar a inferencias incorrectas.

El análisis del impacto de las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios merece una atención especial en este capítulo. Por una parte, los problemas de la horquilla como medida de liquidez se pueden ver agravados por la existencia de dichas regulaciones, ya que estas imponen una restricción sobre el tamaño mínimo de las horquillas. Si dicha restricción resulta vinculante, las horquillas recogerán deficientemente las variaciones temporales y en sección cruzada de la liquidez y los costes de inmediatez serán superiores a los que prevalecerían en ausencia de tales regulaciones.

Como alternativa a la horquilla, se propone estudiar la liquidez a partir de una función que asocia un coste relativo a cada tamaño de operación. A partir de dicha función, se definen dos medidas de liquidez, las cuales sintetizan la información de aquella función en un solo parámetro. En concreto, estas medidas se obtienen fijando el valor de una de las dos dimensiones (precios o cantidades) de la función de costes.

Con la finalidad de proporcionar evidencia sobre las características de la liquidez en el mercado español de renta variable, se utiliza una base de datos compuesta por información intradía, durante un período de seis meses, de 32 sociedades pertenecientes al índice Ibex 35. Con esta información se encuentra que la restricción impuesta por las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios es vinculante para la mayoría de los valores pertenecientes al índice Ibex 35 y, además, que dichas regulaciones son mucho menos restrictivas en el mercado de futuros (2). Estos resultados tienen algunas implicaciones importantes. Primero, la existencia de aquellas regulaciones provoca un aumento de los costes de inmediatez incurridos por los agentes con necesidades de liquidez. En segundo lugar, el hecho de que aquellas regulaciones sean menos restrictivas en el mercado de futuros contribuye a aumentar la preferencia de los agentes por operar en este último mercado. En tercer lugar, este resultado sugiere que las propiedades de la liquidez que se infieren a partir del comportamiento de la horquilla pueden ser incorrectas. En este trabajo se busca evidencia de este aspecto para el caso de dos de las principales características que se han documentado en relación con la horquilla; estas son: estacionalidad intradía y efecto tamaño (horquillas decrecientes con el tamaño de la sociedad emisora). Los resultados de este análisis muestran que las horquillas subestiman las variaciones temporales y

(2) Estos resultados se han obtenido de un período muestral (septiembre de 1995 a febrero de 1996) en el que las acciones cotizaban en pesetas. Con el paso a la cotización en euros, a partir de enero de 1999, se han modificado las variaciones mínimas de precios, por lo que el impacto de dichas regulaciones puede haberse alterado.

en sección cruzada de la liquidez. Al primer resultado se llega comparando la estacionalidad intradía de la horquilla con la de una medición de los costes de inmediatez calculada para un tamaño fijo de títulos por sesión y valor. Al segundo resultado se llega de una forma indirecta, al encontrar que existe un efecto tamaño en la profundidad de la horquilla (3), el cual parece ser mucho más importante que el que se encuentra con las horquillas. Es decir, que para los valores de las sociedades mayores la horquilla es válida para un tamaño mayor.

En relación con la literatura empírica, el principal valor añadido del capítulo I reside en la extensión de la evidencia disponible sobre las deficiencias de las horquillas como medidas de liquidez. La evidencia disponible hasta ahora se limitaba al comportamiento en corte transversal, mientras que en este capítulo se ha extendido esta a los movimientos temporales. En relación con el mercado español, otras aportaciones empíricas del capítulo son la caracterización del comportamiento de la liquidez con información intradía y el análisis relativo al impacto de las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios. Finalmente, en cuanto a las nuevas medidas de liquidez propuestas, a pesar de que en este trabajo no se han podido aplicar, por no disponer de la información requerida, creemos que constituyen una aportación interesante, ya que podrían ser aplicadas, por ejemplo, para la generación de ordenaciones de valores por liquidez o para estimar primas por liquidez.

En el capítulo II se estudia el impacto sobre la volatilidad del mercado de renta variable de la introducción de los contratos de derivados sobre el índice Ibex 35. Este análisis pretende ofrecer evidencia adicional sobre un tema que ha sido objeto de debate a nivel internacional y en el que los resultados empíricos no son concluyentes.

Los trabajos empíricos de la literatura utilizan metodologías y definiciones de volatilidad muy diversas. La metodología más habitual consiste en la comparación de la volatilidad antes y después de la introducción del mercado de derivados objeto de estudio. Pero esta metodología está sujeta al problema de ausencia de control de otros factores que pueden haber afectado a la volatilidad. En otros trabajos se intenta aislar el impacto de los derivados introduciendo una muestra de control, o permitiendo que el efecto dependa de la importancia relativa del mercado de derivados.

En este contexto, el valor añadido del capítulo II reside en la introducción de nuevos elementos metodológicos y en la extensión de la evidencia a un mercado donde el estudio del impacto de los derivados sobre la volatilidad del contado ha recibido, hasta ahora, poca atención por parte

(3) La profundidad se define como el volumen de títulos disponible a los precios de la horquilla.

de los investigadores. La base de datos que se utiliza para documentar los efectos está compuesta por información diaria sobre precios y volúmenes de los valores que han pertenecido al índice Ibex 35, y cubre el período comprendido entre abril de 1990 y diciembre de 1994.

Los nuevos elementos analíticos que se introducen tienen como principal objetivo el intentar aislar el impacto de los derivados de otros posibles factores. El primero consiste en la agrupación de los valores del índice Ibex 35 en diferentes carteras según su ponderación. Tal y como se discute en el capítulo II, cabría esperar que los efectos desestabilizadores fueran mayores para los valores con mayor ponderación. En este sentido, la diferenciación por carteras es interesante porque permite añadir una nueva hipótesis a contrastar. Así, además de estudiar cómo se modifica la volatilidad del índice tras la aparición de los derivados, se contrasta si existe un patrón según aquellas carteras.

El segundo elemento metodológico consiste en la utilización de tres definiciones alternativas de volatilidad. Cada una de estas aporta información adicional no contenida en las otras. En la primera definición se estima un modelo de difusión con saltos para los rendimientos. La ventaja de esta modelización es que permite separar la volatilidad en dos componentes atribuibles a los movimientos continuos de los precios y a los saltos. La posibilidad de contrastar los efectos sobre cada uno de los componentes puede ser interesante si existen argumentos teóricos que expliquen un efecto diferencial de los derivados sobre cada uno de ellos. En este sentido, creemos que esta metodología constituye una aportación interesante en la literatura. Sin embargo, la limitación de esta metodología es que no permite contrastar si el impacto de los derivados depende de la importancia relativa de estos. Por las características del período estudiado, se ha interpretado que el componente continuo es el que con mayor probabilidad debería recoger el impacto de los derivados.

Las otras dos definiciones de volatilidad introducidas son la varianza condicional, estimada con un modelo de la familia GARCH, y una medida de volatilidad intradía, calculada a partir de los valores máximos y mínimos del índice Ibex 35 dentro de la sesión. La primera es la definición más habitual de volatilidad, mientras que la segunda se introduce porque captura los movimientos de precios a un horizonte inferior al diario. La ventaja de estas dos definiciones reside en que, al disponerse de estimaciones diarias, se puede permitir que el impacto de los derivados dependa de la importancia relativa de estos, de manera que, en cierta medida, se puede aislar dicho efecto de otros factores que hayan influido sobre la volatilidad. Esta posibilidad se estudia introduciendo, en el modelo explicativo de la volatilidad, una variable que recoge la importancia relativa de los derivados.

Los resultados de este capítulo muestran que la introducción del mercado de derivados no parece que haya tenido un impacto importante sobre la volatilidad del mercado al contado. Cuando se permite que el efecto de los derivados dependa de la importancia relativa de estos se encuentra evidencia favorable de un efecto desestabilizador, que tiende a ser menos importante cuanto menor es la ponderación en el índice de los valores. Sin embargo, dicho efecto, aunque estadísticamente significativo, no es económicamente relevante dada su reducida importancia cuantitativa.

En el capítulo III se estudia la interacción dinámica entre el mercado de futuros y el mercado al contado de renta variable. De este análisis se pueden extraer algunas conclusiones sobre los mecanismos de transmisión de información entre estos dos mercados, lo cual es interesante, entre otras cosas, porque permite documentar una de las principales funciones económicas atribuidas al mercado de futuros: la de mejorar el «price discovery».

El estudio empírico de las relaciones dinámicas en la media de los precios entre el mercado de futuros sobre índices y el de contado ha recibido una gran atención en la literatura. La conclusión general de estos trabajos es que la información se transmite, principalmente, en la dirección futuro-contado. Sin embargo, la metodología utilizada en estos trabajos presenta algunos puntos débiles que plantean dudas sobre la validez de los resultados.

El principal problema al que se enfrentan estos trabajos tiene su origen en la existencia de negociación infrecuente en algunos de los valores que componen el índice, característica que tiende a generar un sesgo en los resultados a favor del liderazgo del mercado de futuros en la formación de precios, ya que las cotizaciones del índice incorporan la nueva información con un cierto retraso. En los trabajos más recientes, las series de rendimientos se corrigen con un filtro ARMA, con el fin de controlar este problema. No obstante, otros autores critican esta metodología porque si, como parece probable, los efectos causados por la negociación infrecuente son variables en el tiempo, estos no quedarán completamente corregidos al introducir un filtro con coeficientes fijos. Otra característica común en casi todos los trabajos de la literatura es que, en la especificación de las relaciones a largo plazo entre los dos mercados, no se recoge uno de los elementos sugeridos por la teoría: el «cost of carry», que es el coste de financiar la posición de contado.

Para el estudio de la interacción dinámica entre el mercado de futuros y el de contado se dispone de una base de datos con información intradía, agrupada en intervalos de cinco minutos, durante un período de 200 sesiones correspondientes al año 1995. Siguiendo a los trabajos más recientes de la literatura, la metodología utilizada se basa en la esti-

mación de un modelo VAR, con un mecanismo de corrección de error siempre que se encuentre que las variables están cointegradas.

El análisis realizado en este capítulo introduce dos aportaciones interesantes. En primer lugar, en la especificación de las relaciones temporales de la media de los precios se introducen algunas modificaciones en relación con la metodología estándar de la literatura; estas son: la utilización del punto medio de la horquilla de precios comprador-vendedor en lugar de los precios de transacción, y la incorporación del «cost of carry» en la especificación de las relaciones a largo plazo entre las dos series de precios. Creemos que con la primera innovación se controla, al menos parcialmente, el problema de la negociación infrecuente, en la medida en que las cotizaciones de la horquilla aparecen con mayor frecuencia que las operaciones. Estas dos innovaciones se han utilizado por separado en algún trabajo previo, aunque la primera aplicada a la relación entre el mercado de opciones y el de contado. En este sentido, la novedad del trabajo reside, más bien, en la inclusión simultánea de ambas y, sobre todo, en el análisis del impacto que tienen dichas innovaciones sobre los resultados.

La segunda aportación del capítulo III es la extensión del estudio de las interacciones dinámicas a otras dos variables muy poco estudiadas en la literatura: los volúmenes de negociación y la varianza de los precios. La incorporación de estas variables es interesante porque, en la medida que estas también recogen la llegada de nueva información, su estudio contribuye a completar el conocimiento de los mecanismos de transmisión de información entre los dos mercados.

Los resultados del análisis son favorables a una causalidad bidireccional, tanto en lo que se refiere a la media de los precios como a su varianza o al volumen de negociación, aunque la transmisión de información desde el futuro hacia el contado es más importante que la que se observa en el otro sentido. Este resultado es indicativo de que la información proporcionada por cualquiera de los dos mercados es de utilidad para los agentes que participan en el otro mercado. Una posible interpretación de este resultado es que la información se incorpora primeramente en los precios del mercado donde resulta más barato explotarla. En este sentido, el primer mercado que reacciona depende de la liquidez relativa de los dos mercados y del tipo de información. En concreto, en el capítulo III se muestra que, dadas las características del mercado español, resulta mucho más rentable explotar la información general en el mercado de futuros, mientras que la información específica puede ser más rentable explotarla en el mercado al contado.

Por último, se encuentra que las dos innovaciones introducidas en la modelización del primer momento de los precios tienen efectos muy im-

portantes sobre las estimaciones. En concreto, se documenta una reducción de la asimetría en la transmisión de información entre los mercados como efecto conjunto de ambas. Esta evidencia sugiere que los resultados de la literatura pueden estar sesgando al alza el papel de liderazgo del futuro en la formación de precios.

En resumen, la evidencia presentada en los tres capítulos del libro es interesante, por dos razones. En primer lugar, los resultados encontrados nos permiten documentar cuál es la influencia del mercado de derivados sobre el mercado español de renta variable. En este sentido, la evidencia documentada es favorable a la tesis que sostiene que los mercados de derivados cumplen una función informativa, aunque este efecto se produce, en parte, por la existencia de una regulación sobre variaciones mínimas de precios en el mercado al contado que limita las posibilidades de explotar información en dicho mercado. Por otra parte, la introducción de los derivados no parece que haya tenido un impacto importante sobre la volatilidad del mercado al contado, en contra de la corriente de opinión que defiende la existencia de un efecto desestabilizador.

En segundo lugar, como subproducto del trabajo se han obtenido una serie de resultados interesantes sobre el comportamiento de las principales variables que caracterizan el funcionamiento del mercado español de renta variable: la media y la varianza de los precios, los volúmenes de negociación y la liquidez. Todos estos resultados son de gran utilidad para profundizar en el conocimiento del comportamiento de este mercado.

ANÁLISIS DE LA LIQUIDEZ EN EL MERCADO ESPAÑOL DE RENTA VARIABLE E IMPACTO DE LAS REGULACIONES SOBRE VARIACIONES MÍNIMAS DE PRECIOS

I.1. Introducción

En todos los mercados financieros y, en particular, en los de renta variable, existen agentes demandantes de liquidez, los cuales están dispuestos a pagar a cambio de poder realizar operaciones de compraventa de forma inmediata. Estas necesidades de liquidez son cubiertas por otros agentes (los oferentes de liquidez), los cuales se comprometen a aceptar órdenes de compra y/o venta. En los mercados dirigidos por precios, estos últimos agentes son especialistas que se comprometen a cotizar continuamente precios de oferta y demanda hasta un cierto volumen. En cambio, en los mercados dirigidos por órdenes, como, por ejemplo, el mercado español de renta variable, los oferentes de liquidez son todos aquellos que introducen órdenes límite de compra y/o de venta.

La remuneración que obtienen los oferentes de liquidez por los servicios que prestan la consiguen implícitamente a través de la cotización de unos precios a los que están dispuestos a comprar (vender) inferiores (superiores) a los precios de equilibrio (1). En consecuencia, si un inversor quiere comprar (vender) acciones de una compañía de forma inmediata el precio que pagará (recibirá) por estas será superior (inferior) al precio de equilibrio. La diferencia entre estos dos precios es el coste de inmediatez al que hacen frente los demandantes de liquidez. Es decir, que el concepto de liquidez está estrechamente relacionado con los costes de inmediatez. En particular, el coste de inmediatez será igual a la mitad de la horquilla de precios si se supone que el precio de equilibrio es el punto medio de la horquilla formada por los mejores precios de

(1) Por precio de equilibrio se entiende el valor esperado de la acción por parte del mercado.

compra y de venta. De ahí que habitualmente se utilice como medida de liquidez el diferencial de precios comprador-vendedor («bid-ask spread» en la terminología anglosajona), variable que en este libro denominaremos horquilla de precios.

Los costes de inmediatez constituyen uno de los componentes más importantes de los costes de transacción asociados a una operación de compraventa en los mercados bursátiles. En efecto, de acuerdo con los resultados de este capítulo, en el mercado español dichos costes son superiores a los corretajes medios satisfechos por los inversores en concepto de intermediación. La importancia de aquellos costes explica que la liquidez sea uno de los atributos más importantes de la calidad de un mercado, y que los temas relacionados con la provisión de los servicios de liquidez constituyan uno de los aspectos más importantes en el diseño de la estructura organizativa de los mercados. Además, el grado de liquidez de un activo puede afectar a otras características como la volatilidad de los precios o la rentabilidad de determinadas estrategias de inversión como, por ejemplo, las operaciones de arbitraje.

En el ámbito académico, el estudio de la liquidez ha recibido una atención creciente durante los últimos años dentro de la literatura sobre microestructura del mercado. En estos trabajos, la principal variable objeto de análisis es la horquilla de precios. A nivel teórico, se han propuesto diferentes modelos en los que se motiva la existencia de las horquillas como resultado de la interacción de las estrategias de los agentes que participan en la negociación. También existe una abundante literatura empírica sobre las variables determinantes de aquellas.

Sin embargo, la horquilla de precios es una medida de liquidez sujeta a algunos problemas. Lee, Mucklow y Ready (1993) señalaron que la liquidez es un concepto bidimensional y para su adecuada medición es preciso disponer de información sobre las dos dimensiones: precios y cantidades. La relevancia de esta observación se fundamenta en el hecho de que los costes de inmediatez en términos relativos dependen del tamaño de la operación.

Los problemas que afectan a la utilización de la horquilla como medida de liquidez pueden verse agravados por la existencia de regulaciones sobre variaciones mínimas de precios. En efecto, dichas regulaciones imponen un valor mínimo al tamaño que puede tomar la horquilla de precios y, en la medida que dicha restricción sea vinculante, se reducirá la capacidad explicativa de la horquilla como medida de liquidez. En particular, cuando la horquilla de un valor alcance el mínimo impuesto por aquella restricción, las mejoras adicionales de liquidez no podrán recogerse en la horquilla, sino que lo harán en la profundidad, entendida esta como el volumen de títulos disponible a los dos mejores precios. De

esta manera, se observará una menor variabilidad de la horquilla, tanto en sección cruzada como temporal, en relación con la que se observaría si dichas restricciones no fueran vinculantes.

Las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios, además de dificultar el análisis de la liquidez, pueden afectar a diversos aspectos relacionados con el funcionamiento de los mercados bursátiles. Si la restricción impuesta por tales regulaciones sobre el tamaño de la horquilla es vinculante, entonces los costes de transacción serán superiores a los que se observarían en ausencia de tales regulaciones. Esto es debido a que, en este caso, los costes de inmediatez estarán inferiormente acotados por el importe de la variación mínima de precios. Los mayores costes de transacción pueden afectar al funcionamiento de los mercados en la medida en que estos actúan como un desincentivo para la realización de determinadas estrategias por parte de algunos participantes.

En este contexto, el objetivo de este capítulo es la caracterización de la liquidez en el mercado español de renta variable. Dada la relevancia que, según se acaba de comentar, pueden tener las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios, se estudia primeramente en qué medida son vinculantes en el mercado español las restricciones que imponen dichas regulaciones. Asimismo, merecen una atención especial los problemas relacionados con la medición de la liquidez. En particular, se estudia hasta qué punto las propiedades de la horquilla son características representativas de la liquidez.

El capítulo está estructurado como sigue. En la segunda sección se revisa la literatura sobre los determinantes de las horquillas de precios. Seguidamente, en la tercera sección, se describe la estructura institucional del mercado español. Los problemas relacionados con la medición de la liquidez y los efectos de las variaciones mínimas de precios se discuten en las secciones cuarta y quinta, respectivamente. Posteriormente, en la sexta sección, se define la base de datos con la que se ha contado para la realización del estudio. En la séptima sección se muestran los resultados empíricos, y, finalmente, en la última sección se sintetizan las principales conclusiones del capítulo.

1.2. Revisión de la literatura

El estudio de las horquillas de precios ha recibido una gran atención por parte de la investigación académica. A nivel teórico se han propuesto diferentes modelos en los que se fundamenta la existencia de las horquillas de precios como el resultado de la interacción de las estrategias de los agentes participantes en la negociación. En todas las modelizaciones

la función de la horquilla es la de remunerar a los agentes que ofrecen liquidez («dealers» u otros agentes que envían órdenes límite al mercado) por los costes en los que estos incurren. En concreto, se fundamenta la existencia de tres tipos de costes: costes de procesamiento de las órdenes, costes de inventario y costes de selección adversa. Los modelos que se centran en los dos primeros tipos de costes suponen que los agentes que intervienen en la negociación se clasifican entre oferentes y demandantes de liquidez, todos ellos tienen acceso a la misma información, pero los primeros incurren en unos costes por los servicios de inmediatez que ofrecen a los segundos. La información asimétrica es, por el contrario, la característica de los modelos con costes de selección adversa.

Los primeros modelos de microestructura [Demsetz (1968) y Tinic (1972)] solamente analizaron los costes de procesamiento de las órdenes. Posteriormente, otro grupo de trabajos [Garman (1976), Stoll (1978), Amihud y Mendelson (1980), Ho y Stoll (1983)] introdujeron los costes de inventario. Según estos últimos modelos, los agentes que ofrecen liquidez incurren en costes si a causa de su actividad su cartera se desvía de su posición óptima. Finalmente, los modelos que mayor interés han despertado durante los últimos años son los de selección adversa [Bagehot (1971), Copeland y Galai (1983), Glosten y Milgrom (1985), Easley y O'Hara (1987)]. En estos trabajos se introduce un nuevo agente, cuya característica es la de poseer información superior al resto de los participantes. Este hecho genera unos costes de selección adversa a los oferentes de liquidez, derivados de las eventuales pérdidas en las que incurrirían en caso de operar con agentes informados. Para compensar estas pérdidas, los oferentes de liquidez fijan unas horquillas mayores de las que habría en ausencia de los agentes con información superior.

Los trabajos empíricos sobre los determinantes de las horquillas también son numerosos. En estos trabajos la variable endógena es la horquilla relativa (2) y se regresa sobre un conjunto de variables explicativas, cuya inclusión se deriva, directa o indirectamente, de los trabajos teóricos anteriores. Según la teoría de los costes de procesamiento, las horquillas dependen inversamente del nivel de competencia entre los agentes proveedores de liquidez, y si existen economías de escala, dependen inversamente del volumen de negociación. Como aproximación

(2) La horquilla relativa se define de la siguiente manera:

$$\text{HOR} = \frac{(p^v - p^c)}{0,5 (p^v + p^c)}$$

donde p^v y p^c son, respectivamente, los mejores precios a los que los agentes que ofrecen liquidez están dispuestos a vender y comprar.

del nivel de competencia, en los trabajos empíricos se suele utilizar el número de «dealers».

Según la teoría de los costes de inventario, las horquillas dependen directamente del riesgo de inventario que perciba el oferente de liquidez. Por esta razón, en los modelos de regresión se introducen diferentes medidas de riesgo de mercado.

Finalmente, según la teoría de selección adversa, las horquillas dependen directamente del grado de información asimétrica. En los trabajos empíricos esta característica se suele aproximar mediante la inclusión de alguna medida de riesgo. Habitualmente, se motiva que el riesgo relevante en este caso es el específico, pero en otros casos la dificultad de separar dicho riesgo del sistemático lleva a que se estime una única medida de riesgo global. El grado de información asimétrica también se ha aproximado mediante otras variables como la rotación (3) [Stoll (1978)] o el tamaño de la empresa [Chung *et al.* (1995)], aunque en este caso la relación se supone que es inversa (la información de las empresas mayores presenta menor grado de asimetría).

Además de las variables anteriores, cuya inclusión se deriva directa o indirectamente de los modelos teóricos, en la mayoría de los trabajos también se incluye el precio de la acción como variable explicativa, con el fin de controlar el efecto que tienen las variaciones mínimas de precios sobre las horquillas. Se espera una relación inversa entre el precio y las horquillas relativas porque, en los mercados americanos, la variación mínima de precios es, con carácter general, idéntica en valor absoluto para todos los valores.

En la mayoría de los trabajos empíricos se utilizan datos en corte transversal (4). En general, se encuentra que el signo de los coeficientes es el esperado por los modelos teóricos. Las horquillas de las empresas cotizadas dependen directamente de su nivel de riesgo e inversamente de su tamaño, su volumen de negociación, su precio y del número de «dealers» que operan con las mismas.

La evidencia de corte transversal para los mercados españoles coincide con la encontrada en otros mercados. Así, Soria (1991) encuentra una relación directa de las horquillas con la volatilidad de los precios, y una relación inversa con el volumen de negocio. Asimismo, Rubio y Tapia (1996) encuentran evidencia favorable a un efecto tamaño: las empresas mayores presentan horquillas más pequeñas.

(3) Esta variable se define como el cociente entre el volumen y la capitalización.

(4) Véanse, por ejemplo, Benston y Hagerman (1974), Stoll (1978) y Harris (1994).

La evidencia con datos temporales es mucho más escasa. En Wang *et al.* (1994) (5) la evidencia es similar a la encontrada en los trabajos de corte transversal: relación directa de las horquillas con la variabilidad de los precios y el tamaño medio de las operaciones y relación inversa con el número de creadores de mercado. En cambio, Lee *et al.* (1993) encuentran que la horquilla de las acciones cotizadas depende directamente del volumen negociado, resultado que contrasta con la evidencia con datos de corte transversal. Por otra parte, Ma *et al.* (1992) encuentran una relación directa entre las horquillas en los mercados de futuros y una variable que denominan ruido, que mide el porcentaje de tiempo (dentro de un intervalo temporal) en el que se producen cambios de precios de igual signo.

En cuanto a la evidencia con datos temporales para los mercados españoles, Rubio y Tapia (1996) y Soria (1991) encontraron una relación inversa entre el volumen y las horquillas, aunque en este último trabajo el efecto no es significativo. Asimismo, Rubio y Tapia (1996) encuentran que la relación inversa es especialmente relevante cuando se utiliza el número de operaciones cruzadas en lugar del volumen de negociación. Finalmente, en Soria (1991) se documenta una relación directa entre las horquillas y la volatilidad.

En algunos trabajos con datos temporales se detecta la presencia de estacionalidades en las horquillas. Así, se encuentra evidencia favorable a que los lunes las horquillas son mayores que cualquier otro día de la semana (efecto lunes). Dicha evidencia se ha documentado en McInish y Wood (1992) para los valores negociados en NYSE, en Lehman y Modest (1994) para las sociedades negociadas en el mercado bursátil de Tokio y en Rubio y Tapia (1996) para las acciones que negocian en el mercado español. En este último trabajo se encuentra, además, que las horquillas son mayores en enero que en cualquier otro mes del año, independientemente del grado de capitalización de las empresas, y que la profundidad parece ser más pequeña durante los lunes.

También se han documentado estacionalidades intradía para las horquillas de una variedad de activos financieros y mercados: Wang *et al.* (1994) para los contratos de futuros, McInish y Wood (1992) para las acciones negociadas en el mercado NYSE y Lehman y Modest (1994) para las acciones negociadas en el mercado bursátil de Tokio. En todos estos trabajos el perfil intradía de la horquilla presenta la forma de una U: tras la apertura del mercado la horquilla se sitúa en un nivel relativamente elevado, que tiende a reducirse durante las primeras horas de negociación hasta alcanzar un mínimo que se mantiene durante las horas cen-

(5) En este trabajo se analiza exclusivamente la horquilla del contrato de futuros S&P 500.

trales de la sesión, para volver a crecer hasta el cierre, aunque no se llega a alcanzar un nivel tan elevado como el observado tras la apertura. En los mercados españoles, hasta ahora, no se ha documentado la existencia de estacionalidades intradía.

I.3. Principales características del funcionamiento del mercado español de renta variable

Tras la reforma del mercado de valores, iniciada en 1988, la negociación de las sociedades en el mercado bursátil español se estructura en torno a dos modalidades de negociación: el mercado tradicional de corros y el sistema de interconexión bursátil (mercado continuo). La contratación de los valores más activos se canaliza actualmente a través de esta última modalidad de negociación, mientras que en el mercado de corros solamente se negocian acciones de compañías pequeñas con escasos volúmenes de negociación.

El mercado continuo es un sistema de negociación automático dirigido por órdenes con una actividad ininterrumpida entre las 10 horas (6) y las 17 horas. Durante los 30 minutos previos a la apertura se establece un período de preapertura durante el cual los intermediarios introducen órdenes en un libro público electrónico. A las 10 horas se produce la apertura, siempre que existan órdenes de distinto sentido e igual precio. Para aquellos valores para los que no se puede cruzar ninguna orden la apertura se retrasa hasta que aquella condición se verifique.

Tras la apertura del mercado los intermediarios introducen las órdenes límite en el libro público electrónico, ya sea por cuenta propia o de terceros. Dichas órdenes se mantienen en el libro en espera de que otros agentes las acepten, en cuyo caso presentan prioridad las que ofrecen mejor precio, y a igualdad de precio, el criterio de prioridad es la antigüedad. Los agentes que introducen órdenes límite pueden esconder una parte del volumen, aunque con el inconveniente de perder la prioridad temporal. Además de las órdenes límite, los inversores también pueden introducir órdenes de mercado, las cuales se ejecutan automáticamente contra las mejores órdenes límite que existan en ese momento en el libro de órdenes. Las transacciones se producen automáticamente por el cruce de dos órdenes de sentido contrario.

Los intermediarios e inversores conocen en tiempo real todas las órdenes límite de oferta y demanda, con el detalle del precio, identificación del miembro y volumen, aunque este solo incluye la parte visible de la orden.

(6) Con anterioridad al 27.3.1996 la apertura se producía a las 11 horas.

El tamaño mínimo de las órdenes es, desde noviembre de 1994, de un título. La variación mínima de precios depende de la cotización del valor. Hasta el comienzo de la cotización en euros, en enero de 1999, dichas variaciones tomaban los siguientes valores: 1 PTA cuando el precio era inferior a 1.000 PTA, 5 PTA cuando el precio estaba comprendido entre 1.000 PTA y 5.000 PTA, y 10 PTA cuando el precio superaba las 5.000 PTA.

Otra de las características del mercado bursátil español es la elevada concentración de la operativa en unas pocas compañías. Así, según información de la CNMV, en 1997 las 25 empresas más activas que negociaban en el mercado continuo concentraron el 86,2 % de la contratación total de dicha modalidad de negociación.

En los mercados bursátiles que han concentrado la mayor atención de los estudios empíricos sobre diferenciales, como el NYSE, el AMEX o el NASDAQ, el sistema de negociación presenta diferencias importantes en comparación con el mercado español. Se trata de mercados dirigidos por precios, en los que la operativa está gestionada por miembros especialistas que tienen la obligación de cotizar precios de compra y venta. En NYSE o AMEX la liquidez del mercado se apoya, además, en las órdenes límite introducidas por los inversores. Sin embargo, dichas órdenes no se mantienen en un libro público al que tiene acceso directo cualquier agente, sino que cada especialista mantiene su propio libro privado de órdenes.

1.4. Medición de la liquidez. Problemas y nuevas propuestas

La medida estándar de liquidez en la literatura es la horquilla de precios. Sin embargo, esta medida está sujeta a algunos problemas derivados del hecho de que los costes de inmediatez relativos no son, en general, independientes del tamaño de la operación. Esto implica que no existe un único diferencial de precios representativo de aquellos costes, sino que, por el contrario, para cada tamaño se puede definir un diferencial precios diferente. En este capítulo, a la función que relaciona el diferencial de precios con el tamaño se la denominará curva de liquidez.

Tal como se muestra a continuación, la curva de liquidez se puede derivar a partir de las cotizaciones de venta y de compra de los oferentes de liquidez, y de sus volúmenes asociados. Supóngase que los tres mejores precios de venta y de compra y sus volúmenes acumulados son los que se representan en el gráfico 1.1.a, donde P_j^V y P_j^C son los primeros (para $j = 1$), segundos (para $j = 2$) y terceros (para $j = 3$) mejores precios de venta y compra, respectivamente; y V_j y C_j son, respectivamente, los volúmenes acumulados de venta y de compra disponibles para aquellas

DERIVACIÓN DE LA CURVA DE LIQUIDEZ



cotizaciones (7). A partir de la información anterior se pueden calcular los precios medios de venta y de compra para operaciones de tamaño inferior a V_3 y C_3 , respectivamente (véase gráfico I.1.b). Para tamaños inferiores a V_1 el precio medio de venta es igual a P_1^V , a partir de ese punto y hasta V_2 el precio marginal es P_2^V y, para tamaños superiores, el precio marginal es P_3^V . El precio medio de compra se puede obtener procediendo de forma equivalente.

Es inmediato comprobar que el precio medio de venta $[P^V(T)]$ es una función creciente del tamaño (T) , mientras que el precio medio de compra $[P^C(T)]$ es una función decreciente del tamaño (8). A partir de las funciones $P^V(T)$ y $P^C(T)$ la curva de liquidez se puede definir como la función que relaciona el diferencial de precios:

$$DIF(T) = \frac{P^V(T) - P^C(T)}{0,5 [P^V(T) + P^C(T)]} \quad [I.1]$$

con el tamaño. Nótese que los costes de inmediatez asociados a una operación de tamaño T son iguales a la mitad de este diferencial.

Tal como se demuestra en el apéndice I.A, la curva de liquidez, que aparece en el gráfico I.1.c, se encuentra inferiormente acotada en el nivel de la horquilla relativa (HOR), que es el diferencial asociado a operaciones de tamaño inferior a V_1 , que es la profundidad de la horquilla. A partir del punto V_1 la función es creciente.

Una vez que se dispone de las curvas de liquidez, la comparación del grado de liquidez entre dos situaciones alternativas es inmediata, ya sea esta una comparación temporal o en sección cruzada. Todas aquellas curvas que se encuentren más a la derecha con respecto a una situación de referencia representan una mejora de la liquidez, ya que para cualquier tamaño los costes de inmediatez son mayores en la situación de referencia.

Del análisis precedente se infiere que la horquilla es una medida de liquidez incompleta. Una comparación precisa de la liquidez en dos situa-

(7) Los precios y las cantidades deben cumplir, por definición, que:

$$\begin{aligned} P_{j+1}^V &> P_j^V \\ P_{j+1}^C &< P_j^C \\ V_{j+1} &> V_j \\ C_{j+1} &> C_j \end{aligned}$$

para $j = 1, 2$ y que $P_1^V > P_1^C$. En cambio, la relación entre volúmenes de compra y de venta dependerá de la situación del mercado. Pero, cualquiera que sea la relación entre esas variables, se obtendrá una curva de liquidez creciente con el tamaño de la operación.

(8) En el apéndice I.A se demuestra la forma que toman dichas funciones.

ciones alternativas debería basarse en los costes de inmediatez calculados para un mismo tamaño, pero la horquilla no cumplirá esta condición si la profundidad no se mantiene fija. En particular, los movimientos de la horquilla sobrevalorarán las variaciones en la liquidez si la profundidad se mueve en el mismo sentido que aquella, mientras que si la profundidad se mueve en sentido contrario a la horquilla, los movimientos de esta subvalorarán las variaciones en la liquidez.

Tal como se acaba de mostrar, la caracterización completa de la liquidez viene dada por la curva de liquidez. La construcción de dicha curva constituye, pues, una herramienta útil para el estudio de la comparación de la liquidez entre dos situaciones alternativas. No obstante, en muchas ocasiones puede resultar más conveniente sintetizar en un solo parámetro la información proporcionada por la curva de liquidez. Este sería el caso, por ejemplo, de los estudios que requieran la generación de un ranking de sociedades por liquidez, o del análisis de los determinantes de esta característica. La síntesis de la curva de liquidez en un solo parámetro es posible si se fija el valor de una de las dos dimensiones de la curva: precios o cantidades. Desde este punto de vista, se pueden definir dos medidas alternativas. La primera se obtiene fijando la dimensión diferencial en un porcentaje preseleccionado. Esta medida se definiría, entonces, como el volumen de títulos que se necesita para que su diferencial asociado sea igual a un cierto valor fijado. Cuanto mayor sea ese volumen se inferirá mayor liquidez para la sociedad estudiada. La segunda medida de liquidez se obtendría fijando el tamaño de la operación y se definiría como el coste de inmediatez asociado a una operación de un tamaño dado.

Desafortunadamente, la información disponible para este trabajo no permite calcular ninguna de las dos medidas de liquidez que se acaban de definir, por lo que el análisis de la liquidez del mercado se aproxima inicialmente a partir de la horquilla. De todas formas, este enfoque se completa con información adicional que permite documentar eventuales deficiencias empíricas de las horquillas como medidas de liquidez. Con este fin se construye una medida de diferencial de precios, denominada diferencial ampliado, que se calcula con un tamaño fijo de títulos por sesión y valor, siendo este tamaño superior o igual a la profundidad media de la horquilla. Esta forma de calcular el diferencial de precios permite comparar la variabilidad intradía de la liquidez con la que se observa con la horquilla.

1.5. Las variaciones mínimas de precios

Las regulaciones de los mercados suelen establecer uno o varios rangos de precios dentro de los cuales el tamaño absoluto de las varia-

ciones mínimas es fijo. Como consecuencia, el tamaño relativo de las variaciones mínimas de precios depende del precio de la acción. Según se aprecia en el gráfico I.2, en el período de análisis de este trabajo, en el mercado bursátil español la función que relacionaba el tamaño relativo de las variaciones mínimas de precios con el precio presentaba tres tramos, y en cada uno de ellos el perfil era decreciente. El tamaño relativo mínimo alcanza valores superiores al 0,2 % para precios inferiores a 500 PTA y para precios comprendidos entre las 1.000 PTA y las 2.500 PTA.

Una característica que se observa habitualmente es que el importe relativo de las variaciones mínimas de precios en los mercados bursátiles es muy superior al que existe en otros mercados financieros como los de deuda, divisas, o incluso en los mercados de futuros sobre índices bursátiles. Así, por ejemplo, el importe relativo de las variaciones mínimas de precios está alrededor del 0,01 % en los mercados de divisas o de deuda, o del 0,03 % en el mercado de futuros sobre el índice Ibex 35 (9), porcentajes que contrastan con los que se observan en el mercado bursátil. En principio, no existe ningún factor económico que justifique esta diferencia institucional entre los mercados.

1.5.1. Impacto de las variaciones mínimas de precios sobre la medición de la liquidez

La existencia de regulaciones sobre variaciones mínimas de precios puede afectar a la curva de liquidez. Así, cuando el importe relativo de aquellas sea superior a la horquilla que se observaría en ausencia de tales regulaciones, se producirá un aumento de la horquilla, ya que la nueva curva de liquidez estará acotada inferiormente por aquel importe. La forma exacta que tome dicha curva dependerá de la manera en que se agrupen las cotizaciones, las cuales se verán restringidas a situarse en los múltiplos del importe de la variación mínima de precios, y dependerá, también, de si la nueva restricción influye sobre los incentivos que tengan los oferentes de liquidez a actuar como tales. Los oferentes de liquidez que en ausencia de restricciones cotizarían precios dentro de la horquilla se verán obligados a fijar unas cotizaciones menos competitivas. La agrupación de dichas cotizaciones en los dos lados de la horquilla se reflejará en un aumento de la profundidad de esta.

(9) A este porcentaje se llega dividiendo el importe de las variaciones mínimas de precios en el mercado de futuros (un entero) por el nivel medio del índice en el período estudiado.

DIFERENCIAL RELATIVO MÍNIMO COMO FUNCIÓN DEL PRECIO (a)

(a) El diferencial relativo mínimo es el valor mínimo que puede tomar la horquilla de precios relativa, definida como $(pv - pc) / [0,5 (pv + pc)]$; donde pv y pc son los mejores precios de venta y de compra, respectivamente.

Los valores que toma el diferencial relativo mínimo son: Tick/p ; donde Tick es el tamaño de la variación mínima de precios y p es el precio.

La variación mínima de precios en el mercado bursátil español durante el período estudiado era de:

- 1 PTA para $p < 1.000$.
- 5 PTA para $1.000 \leq p < 5.000$.
- 10 PTA para $p \geq 5.000$.

Las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios también pueden afectar a la variabilidad de la horquilla. En concreto, cuando la horquilla se sitúa en el valor mínimo fijado por aquellas regulaciones, las mejoras en la liquidez no se podrán reflejar en una reducción de la horquilla, de forma que estas solo se recogerán en la profundidad. En consecuencia, las variaciones de la horquilla, tanto temporales como en sección cruzada, subvalorarán los cambios en la liquidez.

1.5.2. Efectos de las variaciones mínimas de precios sobre el funcionamiento de los mercados bursátiles

Según se acaba de comentar, las variaciones mínimas de precios vinculantes ocasionan que los costes de inmediatez sean superiores a los que prevalecerían en su ausencia. Estos mayores costes de transacción pueden desincentivar la realización de algunas estrategias como, por ejemplo, la negociación por motivos de información (10). En particu-

(10) Para un análisis más formalizado puede consultarse la sección III.3, donde se modeliza el comportamiento de los agentes que operan por motivos de información.

lar, si un agente recibe una noticia por la que revisa el precio de equilibrio de una acción en un porcentaje inferior al tamaño relativo de la variación mínima de precios, no le resultará rentable explotar aquella información, ya que el beneficio será compensado por los costes de transacción. Este efecto se puede traducir en una pérdida de eficiencia del mercado, en el sentido de que se retrasará el proceso por el que la información se incorpora en los precios.

Otra estrategia que se verá dificultada es la operativa de arbitraje entre el mercado de contado y el mercado de futuros. El desincentivo de operar en los mercados podría reflejarse, finalmente, en una reducción de los volúmenes de negociación. Este último efecto fue documentado por Harris (1994), quien encontró una relación inversa entre los volúmenes de negociación y las horquillas en los mercados americanos NYSE y AMEX. Esta evidencia le llevó a estimar un efecto positivo sobre los volúmenes, tras una reducción de las variaciones mínimas de precios. Sin embargo, Ahn *et al.* (1996) no encontraron ningún efecto significativo sobre los volúmenes de la reducción de las variaciones de precios desde 1/8 de dólar a 1/16 que se produjo en el mercado AMEX para los valores con precio inferior a 5 dólares.

I.6. Información disponible y variables generadas

La base de datos con la que se ha contado para la realización del estudio empírico fue proporcionada por la CNMV, e incluye información intradía, con detalle cada 15 minutos, sobre diferentes aspectos relacionados con la actividad del mercado para un total de 32 sociedades, durante el período comprendido entre el 1.9.1995 y el 29.2.1996. Los valores de la muestra se caracterizan por haber formado parte del índice Ibex 35 durante los dos semestres de 1995 y durante el primero de 1996.

Más concretamente, disponemos, para cada valor y para cada intervalo de 15 minutos, de la siguiente información: precio de la última operación cruzada, volumen negociado durante los últimos 15 minutos, mejores precios de compra y de venta disponibles y de dos diferenciales relativos de precios. Estos últimos se calculan como una media ponderada por tiempo de los diferenciales relativos asociados a dos volúmenes fijos por sesión y valor (11). El primero de estos volúmenes es el número medio de títulos disponible, dentro de la sesión, a los mejores precios en el lado (compra o venta) con menor volumen (12). Este volumen

(11) Los diferenciales se calculan en cada instante siguiendo la fórmula [I.1] y están expresados en tanto por ciento.

(12) Obsérvese que esta forma de calcular el volumen de títulos coincide con nuestra definición de profundidad (véase sección I.4).

se calcula como una media ponderada por tiempo. El segundo volumen se calcula siguiendo el mismo procedimiento anterior, pero tomando el volumen acumulado para los dos mejores precios.

Asimismo, se dispone de información diaria sobre el importe de los dos volúmenes con los que se calculan los diferenciales, y sobre el importe efectivo negociado con cada uno de los valores de la muestra.

La base de datos descrita se ha sometido a algunas transformaciones con la finalidad de generar las variables que se incluyen en los modelos estimados. Para reducir la dimensión temporal de la muestra se fija la longitud de los intervalos temporales en 30 minutos (13). Las variables generadas pretenden aproximar los siguientes aspectos: liquidez, actividad del mercado, volatilidad de los precios y diferenciales mínimos de precios.

Como medida de liquidez se genera, primeramente, la variable denominada horquilla relativa ($HOR_{i,t}$), definida como:

$$HOR_{i,t} = 0,5 \left[\frac{p_{i,t-0,5}^v - p_{i,t-0,5}^c}{0,5 (p_{i,t-0,5}^v + p_{i,t-0,5}^c)} + \frac{p_{i,t}^v - p_{i,t}^c}{0,5 (p_{i,t}^v + p_{i,t}^c)} \right] 100 \quad [1.2]$$

donde $p_{i,t-0,5}^v$ y $p_{i,t-0,5}^c$ son, respectivamente, los mejores precios de venta y de compra en el punto medio del intervalo t para el valor i , y $p_{i,t}^v$ y $p_{i,t}^c$ son, respectivamente, los mejores precios de venta y compra al final del intervalo t para el valor i .

Como variable adicional de liquidez se genera la variable $DIFA_{i,t}$, a la que se denominará diferencial ampliado, que se define de la siguiente manera:

$$DIFA_{i,t} = 0,5 [dif_{i,t-0,5} + dif_{i,t}] \quad [1.3]$$

donde $dif_{i,t-0,5}$ y $dif_{i,t}$ son los diferenciales relativos medios en cada uno de los subintervalos de 15 minutos de que se compone el intervalo t de 30 minutos. De los dos diferenciales disponibles, se toma aquel que se calcula con un volumen de títulos superior, siempre que exista información en todos los intervalos de la sesión. En otro caso, se toma el menor. Desafortunadamente, existen algunos intervalos para los que no se dispone de información sobre ninguno de los dos diferenciales, si bien estas observaciones solamente representan el 0,24 % de la muestra. La ventaja de esta medida de liquidez es que se calcula con un tamaño fijo por sesión y valor de la muestra.

(13) La longitud del intervalo coincide con el que se ha utilizado en otros trabajos con información intradía, como, por ejemplo, Ma *et al.* (1992), Wang *et al.* (1994), Lee *et al.* (1993) y McNish y Wood (1992). Esta longitud del intervalo parece suficiente para estudiar comportamientos intradía, puesto que cada sesión consta de un total de 12 intervalos.

Las medidas de liquidez se completan con la variable PROF_{i,d}, que es la profundidad de la horquilla en términos efectivos, y que se calcula como:

$$\text{PROF}_{i,d} = \text{NTIT}_{i,d} \cdot \text{PM}_{i,d} \quad [I.4]$$

donde NTIT_{i,d} es el número medio de títulos, ponderado por tiempo, disponible a los mejores precios, durante la sesión d, en el lado (compra o venta) con menor volumen, y PM_{i,d} es el precio medio del valor i durante la sesión d, calculado como el cociente del valor efectivo negociado en la sesión sobre el número de títulos intercambiados. Nótese que, a diferencia de las dos medidas previas, esta solamente está disponible con una frecuencia diaria y no cada 30 minutos.

Como medidas de actividad se generaron las variables NOP_{i,t} y VOL_{i,t}, definidas, respectivamente, para cada valor e intervalo como la suma de las operaciones cruzadas y como el volumen efectivo negociado correspondiente a la sociedad i durante el intervalo t.

La variable VOT_{i,t} aproxima la volatilidad de los precios dentro del intervalo, y se define como el valor absoluto de la rentabilidad acumulada del valor i durante el intervalo de 30 minutos t, donde la rentabilidad se calcula como la primera diferencia del logaritmo del punto medio de la horquilla de precios. Más formalmente, su fórmula de cálculo es la siguiente:

$$\text{VOT}_{i,t} = \left| \ln \left(\frac{p_{i,t}^v + p_{i,t}^c}{2} \right) - \ln \left(\frac{p_{i,t-1}^v + p_{i,t-1}^c}{2} \right) \right| \quad [I.5]$$

donde $p_{i,t-1}^v$ y $p_{i,t-1}^c$ son, respectivamente, los mejores precios de venta y de compra disponibles al final del intervalo $t - 1$ (14). Se utiliza el punto medio de la horquilla de precios en lugar de los precios de transacción con el fin de eliminar los movimientos de precios dentro de la horquilla.

A partir de las últimas tres variables que se acaban de presentar, se definen las siguientes: VOTN_{i,t}, VOLN_{i,t} y NOPN_{i,t}, que se obtienen normalizando las variables originales. Para cada variable $X_{i,t}$ (VOT_{i,t}, VOL_{i,t}^{1/2} y NOP_{i,t}^{1/2}), la serie normalizada es:

$$\text{XN}_{i,t} = \frac{X_{i,t} - \text{MX}_i}{\text{SX}_i} \quad [I.6]$$

donde MX_i y SX_i son, respectivamente, la media y la desviación típica de aquellas observaciones de $X_{i,t}$ pertenecientes al valor i. Para las medi-

(14) En aquellos casos en los que la apertura se produzca al principio del intervalo estas dos cotizaciones son iguales al precio de apertura.

das de volumen se toma su raíz cuadrada, con el fin de reducir la elevada volatilidad que presentan estas series.

Adicionalmente, se genera la variable $DIFMIN_{i,t}$ como medida del tamaño relativo de las variaciones mínimas de precios en el intervalo t para el valor i . Su fórmula de cálculo es la siguiente:

$$DIFMIN_{i,t} = \begin{cases} \frac{100}{PM_{i,t}} & \text{si } PM_{i,t} < 1.000 \\ \frac{500}{PM_{i,t}} & \text{si } 1.000 \leq PM_{i,t} < 5.000 \\ \frac{1.000}{PM_{i,t}} & \text{si } PM_{i,t} \geq 5.000 \end{cases} \quad [I.7]$$

donde $PM_{i,t}$ es el precio medio del valor i durante el intervalo t , que se estima de la siguiente manera:

$$PM_{i,t} = \frac{1}{2} [0,5 (p_{i,t-0,5}^V + p_{i,t-0,5}^C) + 0,5 (p_{i,t}^V + p_{i,t}^C)] \quad [I.8]$$

Por otra parte, la muestra de empresas se divide en cuatro carteras —G1, G2, G3 y G4—, con 8 valores cada una y clasificadas según la capitalización de las sociedades a finales de 1995, de manera que en G1 están los valores con mayor capitalización y en G4 se agrupan aquellos con menor capitalización.

La primera observación diaria corresponde al primer intervalo de 30 minutos en el que se haya producido la apertura de todos los valores de la muestra al principio del intervalo.

I.7. Resultados del análisis empírico

I.7.1. *¿Son vinculantes las restricciones impuestas por las variaciones mínimas de precios?*

En esta sección se pretende documentar cuál es el impacto sobre las horquillas de las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios (15).

(15) Como es natural, los resultados que se obtienen en esta sección se refieren al impacto de las regulaciones que prevalecían en el período de análisis. Dicho impacto puede haberse modificado con la introducción de las nuevas variaciones mínimas en euros a partir de enero de 1999.

Para evaluar el grado en el que aquellas restricciones son vinculantes se utilizan tres medidas alternativas. La primera es la frecuencia de observaciones en las que la horquilla en niveles coincide con el importe de las variaciones mínimas de precios. Como es obvio, cuanto más cercano a 100 se encuentre este indicador significará que la restricción es más vinculante. El problema de esta medida es que no tiene en cuenta las observaciones en las que la horquilla no se sitúa en el tamaño mínimo posible.

Con el fin de solucionar la limitación de la medida anterior, se genera otra alternativa, definida como la diferencia media entre la horquilla y el diferencial mínimo (DIFMIN), ambas variables medidas en términos relativos. Valores próximos a cero de esta medida se interpretan como indicativo de que la restricción es muy vinculante.

Las dos medidas anteriores ofrecen una buena aproximación de la frecuencia con la que las restricciones impuestas por las variaciones mínimas son vinculantes, pero no proporcionan información acerca del sesgo que producen aquellas restricciones sobre el tamaño de las horquillas. Una medida que puede contener información sobre este último aspecto es la profundidad media de la horquilla. El sesgo sobre las horquillas será mayor cuanto mayor sea el volumen de órdenes que en ausencia de restricciones ofrecerían mejores precios y que se ven restringidas a acumularse en los dos lados de la horquilla, reflejándose en la profundidad.

En el cuadro I.1 aparecen los resultados del cómputo de las tres medidas definidas anteriormente. Los resultados se ofrecen individualizados para los 32 valores de la muestra y para las medias simple y ponderada por capitalización. Esta última medida se puede utilizar como una aproximación del impacto que tienen las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios sobre el índice Ibex 35. Además, se presentan los resultados para las cuatro carteras G1 a G4 y para una estratificación de las observaciones en tres grupos, cuya asignación se realiza en función del tamaño relativo de las variaciones mínimas de precios. El grupo DM1 está formado por aquellas observaciones en las que aquel tamaño es superior al 0,2 %, DM2 incluye las observaciones cuyo tamaño relativo se encuentra entre el 0,1 % y el 0,2 %, y DM3 agrupa el resto de observaciones.

Una primera característica que se observa en el cuadro I.1 es que el tamaño relativo medio de las variaciones mínimas de precios se situó en el 0,18 % para los valores de la muestra, importe que contrasta con la cifra que se observó en el mercado de futuros sobre el índice Ibex 35, que en el período estudiado se situó alrededor del 0,03 % (16). Esta diferen-

(16) A este porcentaje se llega dividiendo el importe de las variaciones mínimas de precios en el mercado de futuros (un entero) entre el precio medio del índice en el período estudiado.

**INFLUENCIA DE LAS VARIACIONES MÍNIMAS DE PRECIOS
SOBRE LAS HORQUILLAS Y SUS PROFUNDIDADES ASOCIADAS**

	<i>Diferencial mínimo (%) (a)</i>	<i>Horquilla relativa (%)</i>	<i>Horquilla-Difmin (%) (b)</i>	<i>Frecuencia HOR=1 TICK (%) (c)</i>	<i>Prof. horquilla (en millones de pesetas) (d)</i>
ACE	0,39	0,43	0,04	92,14	13,95
ACX	0,08	0,24	0,16	27,52	3,96
ALB	0,14	0,46	0,32	27,93	3,21
ARG	0,14	0,17	0,03	80,14	17,33
AUM	0,33	0,40	0,07	81,25	6,09
BBV	0,12	0,14	0,02	85,08	13,80
BCH	0,20	0,31	0,11	57,19	5,24
BKT	0,09	0,29	0,20	27,55	3,96
BTO	0,12	0,17	0,05	71,03	2,82
CAN	0,13	0,28	0,15	41,26	3,67
CTE	0,18	0,46	0,28	35,85	3,16
CTG	0,06	0,35	0,29	9,98	5,64
CUB	0,14	0,51	0,37	23,33	1,79
DRC	0,29	0,36	0,07	79,20	4,13
ELE	0,15	0,17	0,02	90,12	33,32
ENC	0,23	0,41	0,18	54,94	2,28
FCC	0,10	0,39	0,29	19,87	2,68
FEC	0,12	0,20	0,08	63,74	3,28
IBE	0,31	0,32	0,01	88,34	86,40
MAP	0,15	0,49	0,34	28,12	3,22
MVC	0,13	0,48	0,35	24,56	2,25
POP	0,05	0,16	0,11	25,17	7,59
PRY	0,20	0,43	0,23	43,55	4,61
REP	0,13	0,14	0,01	91,83	33,61
SAN	0,18	0,20	0,02	87,26	22,20
SEV	0,12	0,22	0,10	49,90	3,63
TAB	0,12	0,54	0,42	15,18	2,66
TEF	0,29	0,29	0,00	99,09	225,52
UNF	0,16	0,22	0,06	71,88	4,35
URA	0,41	0,48	0,07	84,14	4,84
VAL	0,23	0,35	0,12	63,24	3,29
VIS	0,34	0,55	0,21	59,46	1,96
Media (e)	0,18	0,33	0,15	56,25	16,76
Media ponderada (f)	0,18	0,26	0,08	70,84	45,23
G1 (g)	0,16	0,22	0,06	72,11	53,51
G2	0,19	0,30	0,11	62,71	6,90
G3	0,12	0,36	0,24	31,40	3,33
G4	0,26	0,44	0,18	58,77	3,33
DM1 (h)	0,32	0,41	0,09	76,58	39,63
DM2	0,14	0,31	0,17	54,05	9,04
DM3	0,07	0,27	0,20	22,20	5,29

(a) Media muestral del diferencial mínimo relativo, que se calcula para cada observación como $\text{Tick}/(0,5 \cdot (\text{pv} + \text{pc}))$, donde Tick es la variación mínima de precios y pv y pc son los mejores precios de venta y compra, respectivamente.

(b) Diferencia media entre la horquilla y el diferencial mínimo relativos. La horquilla relativa se calcula como $(\text{pv} - \text{pc}) / (0,5 \cdot (\text{pv} + \text{pc}))$.

(c) Porcentaje de observaciones en las que la horquilla es igual a la variación mínima de precios.

(d) Media diaria de la profundidad de la horquilla. La profundidad de la horquilla se ha calculado diariamente como $\text{pm} \cdot \min(\text{nv}, \text{nc})$ donde pm es el precio medio, y nv y nc es el número medio de títulos disponibles a los mejores precios de venta y de compra, respectivamente. nv y nc se han calculado ponderando por tiempo y utilizando todas las órdenes introducidas en el SIB.

(e) Media aritmética de los 32 valores.

(f) Media ponderada según capitalización de los valores a 31.12.95.

(g) G1 a G4 son cuatro carteras formadas por 8 valores cada una y clasificadas según el tamaño de las sociedades, medido por la capitalización: G1 incluye los 8 valores con mayor capitalización y G4 los 8 con menor capitalización.

(h) Las observaciones se han estratificado en tres grupos en función del tamaño mínimo relativo. DM1 incluye aquellas observaciones en las que DIFMIN es superior al 0,2%, DM2 aquellas en las que esta variable se sitúa entre 0,1% y 0,2%, y DM3 el resto. Todos los cálculos, a excepción de la profundidad, se han realizado a partir de una muestra compuesta por observaciones tomadas cada 15 minutos en el período 1.9.95 a 29.2.96.

cia institucional entre ambos mercados estaría contribuyendo a aumentar la preferencia de los demandantes de liquidez y de los agentes informados por el mercado de futuros, sumándose esta característica a otras ventajas que presenta este último mercado (17).

Por otra parte, se observa que para el total de la muestra la horquilla se situó en el nivel del importe de la variación mínima de precios en el 56,3 % de las observaciones, y que el tamaño medio de la horquilla superó en 0,15 puntos el nivel mínimo impuesto por las restricciones. A modo de comparación, Harris (1994) encontró, en una muestra de 529 valores negociados en el mercado NYSE, que la horquilla alcanzaba el mínimo con una frecuencia del 47,7 %.

El análisis individualizado pone de manifiesto la existencia de importantes diferencias entre los valores de la muestra, si bien todos los valores han alcanzado en algún momento el tamaño mínimo. La frecuencia con la que los valores se sitúan en el nivel mínimo supera el 50 % y el 75 % para 18 y 12 valores, respectivamente. Estas cifras dan idea de que la variación mínima de precios parece ser vinculante para la mayoría de los valores incluidos en el índice Ibex 35.

Los resultados por grupos de valores en función del tamaño de las sociedades emisoras muestran que el impacto de las regulaciones tiende a ser creciente con el tamaño. Así, por ejemplo, para los 8 valores de mayor tamaño la horquilla se situó en su nivel mínimo en el 72,1 % de las observaciones, y el tamaño medio de aquella solo superó en 0,06 puntos el tamaño mínimo. Por el contrario, la horquilla media de los 8 valores de sociedades menores superó en 0,18 puntos el tamaño mínimo posible.

Tal como cabía esperar, los valores más afectados por la existencia de las regulaciones sobre variaciones mínimas son aquellos cuyo precio se encuentra entre 1.000 y 2.500 PTA, observaciones que se agrupan en DM1. Concretamente, en el 76,6 % de las observaciones contenidas en DM1 la horquilla se situó en su tamaño mínimo posible. Para los grupos DM2 y DM3 la restricción es mucho menos vinculante, situándose aquella frecuencia en el 54,1 % y el 22,2 %, respectivamente.

Las otras dos medidas utilizadas para reflejar la influencia de las variaciones mínimas también reflejan el mayor impacto para el grupo DM1. Así, por ejemplo, la profundidad media de la horquilla para este grupo es de 39,6 millones de pesetas, frente a 9 millones y 5,3 millones para los grupos DM2 y DM3, respectivamente.

(17) En la sección III.3. se trata este aspecto más formalmente.

En el cuadro I.2 se muestra información más detallada de la distribución de frecuencias de las horquillas, distinguiendo los tres tramos de precios sobre los que se definen las variaciones mínimas de precios. Según se observa en dicho cuadro, el precio de cuatro valores de la muestra estuvo durante el período de análisis en más de un tramo. Esta circunstancia es una buena oportunidad para completar el conocimiento del impacto de las variaciones mínimas sobre las horquillas, ya que las horquillas de aquellos valores se han visto sometidas a dos restricciones diferentes en un espacio de tiempo relativamente pequeño. Tal como cabía esperar, la frecuencia con la que la horquilla se situó en el tamaño mínimo fue inferior cuando el tamaño de las variaciones mínimas era menor. Asimismo, con la excepción de Tabacalera, el tamaño medio de la horquilla fue menor cuando las variaciones mínimas eran inferiores.

En resumen, la evidencia encontrada en esta sección sugiere que las horquillas pueden estar recogiendo deficientemente los movimientos temporales y en sección cruzada de la liquidez, dado que la restricción impuesta por las variaciones mínimas de precios es, en mayor o menor grado, vinculante para una buena parte de los valores de la muestra. El contraste empírico de esta impresión se lleva a cabo en la sección I.7.4.

I.7.2. Importancia de los costes de inmediatez en el mercado español

Según se ha comentado anteriormente, los costes de inmediatez relativos son crecientes con el tamaño de la operación, y equivalen a la mitad del diferencial de precios asociado a ese volumen. De acuerdo con la información que contiene el cuadro I.3, donde aparece una estadística descriptiva de las horquillas y de sus profundidades, los costes de inmediatez medios asociados a operaciones de tamaño pequeño de los valores del índice Ibex 35, medidos como la mitad de la horquilla media de la muestra, representan el 0,17 % del valor efectivo, porcentaje que es incluso superior a los corretajes medios por concepto de intermediación, que durante el período muestral se situaron en el 0,13 %. Estas cifras muestran que los costes de inmediatez son uno de los componentes más importantes de los costes de transacción en los que incurren los inversores, incluso para tamaños de órdenes pequeños.

Asimismo, en el cuadro I.3 se aprecia que la profundidad media de las horquillas es relativamente pequeña para la mayoría de los valores de la muestra, con la excepción de aquellos valores para los que la restricción impuesta por las variaciones mínimas es más vinculante. Así, para un total de 20 valores la profundidad media de su horquilla es inferior a los 5 millones de pesetas.

DISTRIBUCIÓN DE FRECUENCIAS DE LAS HORQUILLAS EN NIVELES (%)

	Precio < 1000			1000 ≤ precio < 5000			Precio ≥ 5000			Todos los precios (b)		
	H = 1 (a)	H = 2	H ≥ 3	H = 5	H = 10	H ≥ 15	H = 10	H = 20	H ≥ 30	1 tick	2 tick	≥ 3 tick
ACE	—	—	—	92,1	7,4	0,4	—	—	—	92,1	7,4	0,4
ACX	—	—	—	—	—	—	27,5	23,1	49,4	27,5	23,1	49,4
ALB	—	—	—	—	—	—	27,9	22,2	49,8	27,9	22,2	49,8
ARG	—	—	—	73,0	20,5	6,5	93,5	6,4	0,1	80,1	15,6	4,3
AUM	—	—	—	81,2	14,8	3,9	—	—	—	81,2	14,8	3,9
BBV	—	—	—	85,1	13,2	1,7	—	—	—	85,1	13,2	1,7
BCH	—	—	—	57,2	30,9	11,9	—	—	—	57,2	30,9	11,9
BKT	—	—	—	—	—	—	27,6	19,9	52,6	27,6	19,9	52,6
BTO	71,0	19,8	9,1	—	—	—	—	—	—	71,0	19,8	9,1
CAN	—	—	—	41,3	29,4	29,3	—	—	—	41,3	29,4	29,3
CTE	—	—	—	35,9	25,3	38,9	—	—	—	35,9	25,3	38,9
CTG	—	—	—	—	—	—	10,0	10,6	79,4	10,0	10,6	79,4
CUB	—	—	—	—	—	—	23,3	16,9	59,7	23,3	16,9	59,7
DRC	—	—	—	79,2	17,9	2,9	—	—	—	79,2	17,9	2,9
ELE	—	—	—	—	—	—	90,1	8,8	1,0	90,1	8,8	1,0
ENC	—	—	—	54,9	26,9	18,1	—	—	—	54,9	26,9	18,1
FCC	—	—	—	—	—	—	19,9	19,6	60,6	19,9	19,6	60,6
FEC	63,7	22,5	13,7	—	—	—	—	—	—	63,7	22,5	13,7
IBE	73,9	19,1	7,0	98,7	1,2	0,1	—	—	—	88,3	8,7	3,0
MAP	—	—	—	—	—	—	28,1	22,2	49,7	28,1	22,2	49,7
MVC	—	—	—	24,6	20,9	54,6	—	—	—	24,6	20,9	54,6
POP	—	—	—	—	—	—	25,2	21,1	53,8	25,2	21,1	53,8
PRY	—	—	—	43,5	27,9	28,5	—	—	—	43,5	27,9	28,5
REP	—	—	—	91,8	7,2	1,0	—	—	—	91,8	7,2	1,0
SAN	—	—	—	44,4	37,0	18,5	87,7	11,2	1,2	87,3	11,4	1,3
SEV	49,9	28,9	21,2	—	—	—	—	—	—	49,9	28,9	21,2
TAB	—	—	—	13,6	16,3	70,1	31,3	30,5	38,2	15,2	17,6	67,3
TEF	—	—	—	99,1	0,9	0,0	—	—	—	99,1	0,9	0,0
UNF	71,9	20,4	7,7	—	—	—	—	—	—	71,9	20,4	7,7
URA	—	—	—	84,1	13,8	2,0	—	—	—	84,1	13,8	2,0
VAL	—	—	—	63,2	25,2	11,6	—	—	—	63,2	25,2	11,6
VIS	—	—	—	59,5	26,5	14,0	—	—	—	59,5	26,5	14,0
Media (c)	66,1	22,2	11,7	64,3	19,1	16,5	41,0	17,7	41,3	56,2	18,7	25,1
Media pond. (d)	69,2	20,9	9,9	76,5	14,5	9,1	61,1	13,1	25,8	70,8	13,6	15,6

(a) H: tamaño absoluto de la horquilla.

(b) n tick significa que la horquilla es igual a n veces la variación mínima de precios.

(c) Media aritmética para los 32 valores.

(d) Media ponderada según la capitalización a 31.12.95.

En este cuadro aparece el % de observaciones en las que el tamaño de la horquilla en niveles toma diferentes valores. Por ejemplo, H = 1 significa que la horquilla es igual a 1 PTA.

La muestra está compuesta por observaciones tomadas cada 15 minutos en el período 1.9.95 a 29.2.96.

ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LAS HORQUILLAS Y SUS PROFUNDIDADES

	Horquilla (%)				Profundidad (%)			
	Media	D. típica	Mínimo	Máximo	Media	D. típica	Mínimo	Máximo
ACE	0,43	0,09	0,36	1,16	13,95	8,90	3,44	57,46
ACX	0,24	0,16	0,06	1,18	3,96	2,13	1,51	20,45
ALB	0,46	0,37	0,12	3,85	3,21	1,23	0,92	6,98
ARG	0,17	0,06	0,10	0,67	17,33	12,36	3,37	61,95
AUM	0,40	0,16	0,31	1,59	6,09	2,98	0,61	16,07
BBV	0,14	0,04	0,10	0,43	13,80	5,15	3,03	29,21
BCH	0,31	0,14	0,18	1,19	5,24	2,33	1,16	13,79
BKT	0,29	0,21	0,07	2,02	3,96	1,49	0,65	11,13
BTO	0,17	0,08	0,11	0,82	2,82	1,17	0,82	7,53
CAN	0,28	0,20	0,12	1,92	3,67	1,67	0,03	10,12
CTE	0,46	0,30	0,16	2,51	3,16	1,36	0,53	11,51
CTG	0,35	0,25	0,05	1,99	5,64	1,64	2,30	10,44
CUB	0,51	0,36	0,12	2,39	1,79	0,70	0,59	4,51
DRC	0,36	0,12	0,24	1,13	4,13	1,98	1,52	12,5
ELE	0,17	0,04	0,14	0,74	33,32	12,68	4,14	64,97
ENC	0,41	0,22	0,15	2,22	2,28	0,88	0,91	5,68
FCC	0,39	0,26	0,09	2,34	2,68	0,78	0,95	4,82
FEC	0,20	0,11	0,11	0,97	3,28	1,30	0,47	6,54
IBE	0,32	0,16	0,10	0,93	86,40	94,99	2,82	519,02
MAP	0,49	0,37	0,14	2,60	3,22	1,32	1,18	8,87
MVC	0,48	0,36	0,12	2,95	2,25	0,94	0,81	8,95
POP	0,16	0,11	0,04	0,99	7,59	2,32	2,84	17,07
PRY	0,43	0,27	0,19	2,54	4,61	2,53	1,48	22,57
REP	0,14	0,03	0,11	0,49	33,61	18,37	2,89	116,84
SAN	0,20	0,06	0,10	0,67	22,20	9,16	2,78	54,61
SEV	0,22	0,12	0,11	1,27	3,63	1,40	1,04	8,56
TAB	0,54	0,38	0,10	3,12	2,66	1,18	0,08	6,75
TEF	0,29	0,03	0,25	0,61	225,52	161,94	25,42	1.544,15
UNF	0,22	0,10	0,14	0,80	4,35	1,96	1,21	14,36
URA	0,48	0,15	0,34	1,62	4,84	2,05	1,62	14,74
VAL	0,35	0,19	0,20	1,94	3,29	1,45	0,58	8,10
VIS	0,55	0,29	0,26	2,75	1,96	0,88	0,63	5,39
Media (a)	0,33	0,13	0,14	0,55	16,76	41,40	1,79	225,52

(a) Cálculos realizados a partir de las medias temporales de los 32 valores.

Muestra: intervalos de 30 minutos para el período:1.9.95 a 29.2.96.

La horquilla se define como la media aritmética entre las horquillas relativas existentes en la mitad del intervalo y al final del mismo. La horquilla relativa es la diferencia entre los mejores precios de venta y de compra sobre el punto medio entre ambos.

La profundidad se ha calculado como el producto del número medio diario de títulos disponible a los mejores precios en el lado del mercado (compra o venta) con menos títulos por el precio medio de la sesión.

El tamaño medio de las horquillas de los valores contenidos en el índice Ibex 35 es sustancialmente inferior al que se documenta en los mercados dirigidos por precios. Así, por ejemplo, Harris (1994) encontró que la horquilla media de una muestra compuesta por los 529 valores más activos que negocian en el mercado NYSE era del 1,76 %. En el mercado inglés SEAQ, Werner y Kleidon (1996) encontraron una horquilla media del 0,90 % para una muestra de 23 valores que negociaban simultáneamente en aquel mercado y en NYSE. La gran diferencia entre las horquillas medias del mercado español y el americano está influida, en una gran parte, por el mayor impacto que tienen las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios en este último mercado. Así, la horquilla media de la muestra de empresas elegida por Harris (1994) con precio superior a 40 dólares se situó en el 0,44 %, representando el importe medio de sus variaciones mínimas el 0,23 %. Este resultado subraya la importancia de controlar por el diferente impacto de las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios a la hora de comparar la liquidez entre mercados.

1.7.3. Caracterización de las horquillas

En esta sección se estudian las características en corte transversal y temporales de las horquillas de precios. Este análisis ofrece una primera aproximación del comportamiento de la liquidez en el mercado español de renta variable. No obstante, el hecho de que, tal como se acaba de documentar, las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios sean vinculantes sugiere que las propiedades de las horquillas no son necesariamente compartidas por la liquidez, que es la variable relevante. Precisamente, en la sección 1.7.4 se examina hasta qué punto la horquilla recoge correctamente el comportamiento de la liquidez.

1.7.3.1. Efecto tamaño

En la literatura empírica sobre microestructura existe una amplia evidencia favorable a que el tamaño de las horquillas de precios depende inversamente de la capitalización de los valores (efecto tamaño). En este epígrafe se busca evidencia adicional de este efecto en el mercado español.

La contrastación empírica del efecto tamaño se realiza mediante la estimación por MCO de los siguientes modelos:

$$(HOR_{p,t} - HOR_{G1,t}) = \alpha_p + \beta_{p,t} \quad [1.9]$$

para $p = \{G2, G3, G4\}$, donde $HOR_{p,t}$ es la horquilla media durante el intervalo t para los valores pertenecientes a la cartera p , y $HOR_{G1,t}$ es la horquilla media durante el mismo intervalo para los valores pertenecientes a la cartera $G1$.

El coeficiente β_p recoge la diferencia media de las horquillas entre los valores pertenecientes a la cartera p y los pertenecientes a la cartera $G1$. La hipótesis nula de ausencia de efecto tamaño se podrá rechazar si aquellos coeficientes son significativamente positivos y si estos son crecientes con el tamaño de las sociedades cuyos valores componen las carteras; es decir, si los coeficientes estimados respetan la ordenación $G2 < G3 < G4$.

En el cuadro I.4 se recogen los resultados de la estimación de los coeficientes β_p . Todos ellos son positivos y, además, respetan el orden esperado. De estos resultados, se deduce que las horquillas medias de las carteras $G2$, $G3$ y $G4$ superan a las de la cartera $G1$ en 0,08 puntos, 0,14 puntos y 0,22 puntos, respectivamente. El contraste t robusto a la heteroscedasticidad y autocorrelación [Newey y West (1987)] indica que todos los coeficientes son estadísticamente significativos.

Así pues, se acaba de documentar evidencia favorable a un efecto tamaño en las horquillas, confirmando los resultados encontrados por Tapia y Rubio (1996) para el mercado español.

I.7.3.2. Estacionalidades

La presencia de estacionalidades se contrasta mediante la estimación por MCO de una regresión de la media de la horquilla en sección cruzada sobre una constante, 11 variables ficticias indicativas del intervalo horario y 4 variables ficticias indicativas del día de la semana. El modelo estimado es el siguiente:

$$HOR_t = a + \sum_{j=1}^{11} b_j H_{jt} + \sum_{j=1}^4 c_j D_{jt} + \epsilon_t \quad [I.10]$$

donde HOR_t es la media aritmética de la horquilla de los 32 valores de la muestra en el intervalo temporal t , H_{jt} es una variable ficticia que toma valor unitario si la observación pertenece al intervalo de 30 minutos j ($j = 1$: de 11.30 a 12; $j = 11$: de 16.30 a 17) y valor nulo en otro caso, y D_{jt} es una variable ficticia que toma valor unitario si la observación pertenece al día j de la semana ($j = 1$: martes; $j = 4$: viernes) y valor nulo en otro caso, y ϵ_t es una perturbación aleatoria.

EFECTO TAMAÑO EN LAS HORQUILLAS

Variable endógena: $(HOR_{p,t} - HOR_{G1,t})$			
N: 1.467			
p	Coefficiente	Estimación	Estadístico t
G2	G2	0,077	17,40*
G3	G3	0,140	19,63*
G4	G4	0,221	31,52*

En este cuadro se ofrecen los resultados de la estimación por MCO de la regresión de la diferencia de las horquillas medias entre la cartera p y la cartera G1 sobre una constante, donde $p = \{G2, G3, G4\}$. $HOR_{p,t}$ se calcula como la media aritmética, en el período t , de las horquillas de los valores pertenecientes a la cartera p , para $p = \{G1, G2, G3, G4\}$. Las carteras G1 a G4 están construidas en función del tamaño de las sociedades emisoras de los valores que las componen. G1 agrupa a los 8 valores con mayor capitalización y G4 a los 8 con menor capitalización.

Los estadísticos t son robustos a la autocorrelación hasta orden 12 y a la heteroscedasticidad [Newey y West (1987)].

La muestra utilizada en la estimación está compuesta por datos temporales agrupados en intervalos de 30 minutos que cubren el período 1.9.95 a 29.2.96.

N: Número de observaciones.

* : Significativo al 5 %.

Nótese que el intervalo omitido es el comprendido entre las 11 hs. y las 11.30 hs., y el día omitido es el lunes. Por lo tanto, los coeficientes b_j miden la diferencia media de las horquillas entre el intervalo j y la primera media hora de la sesión, y los coeficientes c_j miden la diferencia de las horquillas entre el día j y el lunes.

En el cuadro I.5 aparecen los principales resultados de la estimación del modelo [I.10]. La evidencia es favorable a la existencia de estacionalidades intradía y diarias. Esta evidencia se apoya tanto en la significatividad de los coeficientes estacionales, a excepción del correspondiente a la variable $D4_t$, como en el contraste de la hipótesis conjunta de ausencia de los dos tipos de estacionalidades. El contraste de significatividad individual se realiza con contrastes t robustos a la autocorrelación y heteroscedasticidad [Newey y West (1987)], y la significatividad conjunta se estudia a partir del contraste de cociente de verosimilitudes $LR = 2 (l_{sr} - l_r)$, donde l_{sr} y l_r son los logaritmos de la función de verosimilitud del modelo sin restringir y del modelo restringido, respectivamente. Bajo la hipótesis nula, este contraste se distribuye como una χ^2 con 15 grados de libertad.

El signo negativo de los coeficientes de las variables $H1_t$ a $H11_t$ indica que la horquilla alcanza, en términos medios, su máximo valor durante los primeros 30 minutos de la sesión. Más concretamente, lo que se deduce de las estimaciones es que las horquillas decrecen durante las

ESTACIONALIDADES EN LAS HORQUILLAS

Variable endógena: HOR_t		
R^2 corregido: 0,288 N: 1.467		
Variable independiente	Coefficiente	Estadístico t
Constante	0,453	44,48*
H1 _t	-0,079	-13,25*
H2 _t	-0,104	-15,07*
H3 _t	-0,120	-16,90*
H4 _t	-0,129	-18,24*
H5 _t	-0,128	-17,33*
H6 _t	-0,129	-17,22*
H7 _t	-0,124	-16,29*
H8 _t	-0,127	-17,63*
H9 _t	-0,123	-16,60*
H10 _t	-0,123	-15,26*
H11 _t	-0,085	-10,76*
D1 _t	-0,016	-1,72**
D2 _t	-0,024	-2,16*
D3 _t	-0,028	-2,87*
D4 _t	-0,005	-0,53
Estadístico LR		p-valor
Contraste estacionalidad	513,24	0,00

En este cuadro se ofrecen los resultados de la estimación por MCO de la regresión de las horquillas medias, en el período t , sobre una constante, once variables ficticias indicativas del intervalo horario intrasesión (H_{jt} toma valor unitario si el intervalo t pertenece al período temporal de 30 minutos j , donde $j=1$ es el intervalo 11.30-12, $j=2$ es el intervalo 12-12.30, y así sucesivamente hasta $j=11$, que corresponde al intervalo 16.30-17), y cuatro variables ficticias indicativas del día de la semana (D_{jt} toma valor unitario si el intervalo t pertenece al día de la semana j , donde $j=1$ corresponde al martes, $j=2$ al miércoles, y así sucesivamente hasta $j=4$, que corresponde al viernes). La horquilla media en el período t (HOR_t) se calcula como la media aritmética de las horquillas de los 32 valores de la muestra en ese mismo período.

Los estadísticos t son robustos a la autocorrelación hasta orden 12 y a la heteroscedasticidad [Newey y West (1987)].

El estadístico LR es un contraste de razón de verosimilitudes: $LR=2(l_{sr}-l_r)$, donde l_{sr} y l_r son los logaritmos de la función de verosimilitud de los modelos sin restringir y restringido, respectivamente. El modelo restringido impone que los coeficientes de las variables estacionales es cero. Su distribución bajo la H_0 es una χ^2 con 15 grados de libertad.

La muestra utilizada en la estimación está compuesta por datos temporales agrupados en intervalos de 30 minutos que cubren el período 1.9.95 a 29.2.96.

N: Número de observaciones.

*: Significativo al 5 %.

**: Significativo al 10%.

dos primeras horas de negociación, se estabilizan posteriormente, y se produce un aumento hacia el cierre del mercado. En un análisis más detallado de las horquillas por intervalos de 15 minutos se comprueba que el aumento de las horquillas que se observa en el último intervalo se localiza durante los últimos minutos de la sesión. Todos estos resultados

EVOLUCIÓN INTRADÍA DE LA HORQUILLA POR DÍAS DE LA SEMANA



van en la misma dirección que los que se han documentado en otros mercados.

Por otra parte, el signo negativo de los coeficientes de las variables $D1_t$ a $D4_t$ indica que los lunes las horquillas son mayores que durante el resto de la semana. El menor tamaño de los coeficientes de estas variables en comparación con los de las variables $H1_t$ a $H11_t$ indica que las estacionalidades intradía son cuantitativamente mucho más importantes que las semanales. La evidencia favorable a la existencia de un efecto lunes confirma los resultados encontrados por Tapia y Rubio (1996) para el mercado español, evidencia que también se ha documentado en otros mercados.

Una vez que se constata la importancia de la estacionalidad intradía en las horquillas, parece interesante profundizar algo más en este tipo de estacionalidad. Con este fin, se reestima el modelo [I.10] para algunas submuestras, eliminando las variables $D1_t$ a $D4_t$. Aplicando este procedimiento se encuentra el perfil intradía de las horquillas para los cinco días de la semana y para cada una de las carteras G1 a G4. Los resultados de este ejercicio aparecen en los gráficos I.3 y I.4. En ellos se puede apreciar claramente que la estacionalidad intradía se reproduce todos los días de la semana y para todas las carteras.

EVOLUCIÓN INTRADÍA DE LA HORQUILLA POR VALORES



La comparación de la estacionalidad intradía entre los lunes y el resto de los días de la semana puede ser útil para profundizar en la explicación del efecto lunes. Con el fin de estudiar este aspecto, se estima el siguiente modelo:

$$\text{HOR}_t = a_1 + a_2 L_t + \sum_{j=1}^{11} (b_{1j} + b_{2j} L_t) H_{jk} + \epsilon_t \quad [\text{I.11}]$$

donde L_t es una variable ficticia que toma valor unitario los lunes y valor nulo el resto de los días de la semana.

En este modelo, el coeficiente a_2 recoge las diferencias medias en las horquillas entre los lunes y el resto de los días de la semana durante el primer intervalo de la sesión, mientras que esas diferencias para el intervalo j se capturan con $a_2 + b_{2j}$.

Los resultados del ejercicio que se acaba de describir aparecen en el cuadro I.6. Se observa que la diferencia de las horquillas entre el lunes y el resto de los días de la semana es máxima durante el primer intervalo de la sesión, con 0,06 puntos, y tiende a ser menos importante a medida

**ESTACIONALIDADES INTRADÍA EN LAS HORQUILLAS. DIFERENCIAS ENTRE
EL LUNES Y EL RESTO DE LOS DÍAS DE LA SEMANA**

Variable endógena: HOR_t		
N: 1.467		
Intervalo	Diferencia	Estadístico t
11:00-11:30	0,059	2,77*
11:30-12:00	0,033	1,99*
12:00-12:30	0,032	2,63*
12:30-13:00	0,025	1,91**
13:00-13:30	0,018	1,54
13:30-14:00	0,014	1,34
14:00-14:30	0,022	2,16*
14:30-15:00	0,016	1,57
15:00-15:30	0,013	1,25
15:30-16:00	0,009	0,85
16:00-16:30	-0,005	-0,48
16:30-17:00	-0,014	-1,03

En este cuadro aparecen, para cada intervalo de la sesión, las diferencias medias entre la horquilla de los lunes y las del resto de los días de la semana. Estas diferencias se han obtenido al estimar la siguiente regresión:

$$HOR_t = a_1 + a_2 L_t + \sum_{j=1}^{11} (b_{1j} + b_{2j} L_t) HJ_t + \epsilon_t$$

donde HOR_t es la horquilla media de los 32 valores de la muestra en el período t , L_t es una variable ficticia que toma valor unitario los lunes y valor nulo el resto de los días de la semana, y HJ_t toma valor unitario si el intervalo t pertenece al período temporal de 30 minutos j , donde $j = 1$ es el intervalo 11.30-12, $j = 2$ es el intervalo 12-12.30, y así sucesivamente hasta $j = 11$, que corresponde al intervalo 16.30-17. En concreto, el coeficiente a_2 recoge las diferencias medias en las horquillas entre los lunes y el resto de los días de la semana durante el primer intervalo de la sesión, mientras que esas diferencias para el intervalo j se capturan con $a_2 + b_{2j}$.

Los estadísticos t son robustos a la autocorrelación hasta orden 12 y a la heteroscedasticidad [Newey y West (1987)].

La muestra utilizada en la estimación está compuesta por datos temporales agrupados en intervalos de 30 minutos que cubren el período 1.9.95 a 29.2.96.

N: Número observaciones.

* : Significativo al 5 %.

** : Significativo al 10 %.

que avanza esta, llegando a ser incluso negativa durante los dos últimos intervalos. Los únicos coeficientes que son estadísticamente significativos al 5 % son los tres primeros y el séptimo. Estos resultados parecen indicar que el efecto lunes se explica por el comportamiento de las horquillas durante los primeros intervalos de la sesión.

El hecho de que las horquillas de los lunes sean en la apertura mayores que durante el resto de los días sugiere que el tamaño de las horquillas al inicio de las sesiones depende directamente del tiempo en el que el mercado ha estado cerrado.

1.7.3.3. Otros determinantes temporales de las horquillas

En esta sección se introducen otras variables en el modelo temporal explicativo de las horquillas. El modelo de regresión incluye como variable endógena la horquilla media, calculada como la media aritmética de las horquillas de los 32 valores de la muestra, y como variables explicativas se introducen las 15 variables ficticias estacionales introducidas en la sección anterior junto con algunas otras variables temporales. Dada la evidencia encontrada en otros trabajos, las variables que se introducen aproximan los niveles medios de actividad y de volatilidad de los valores de la muestra. La medida de volatilidad utilizada es $VOTN_t$, que se calcula como la media de la volatilidad normalizada de los 32 valores de la muestra.

Con las medidas de actividad se probaron diferentes especificaciones. En primer lugar, se estudia la introducción del número medio de operaciones y del volumen medio, ambas variables calculadas como la media aritmética de las variables normalizadas para los 32 valores de la muestra (18). La inclusión por separado de las dos medidas de actividad produce resultados similares. En concreto, en ambos casos se encuentra que el coeficiente es positivo y estadísticamente significativo, aunque atendiendo al estadístico R^2 el ajuste parece ser mejor cuando se incluye el volumen. Estos resultados contrastan con los encontrados por Rubio y Tapia (1996), quienes encuentran que el número de operaciones parece explicar mejor el comportamiento temporal de la horquilla.

Por otra parte, cuando se introducen simultáneamente ambas variables, el número de operaciones pierde su significatividad, mientras que el volumen la mantiene. Alternativamente, se prueba mantener en el modelo el volumen normalizado junto con la diferencia entre esta variable y el número de operaciones normalizado. Esta última variable aproxima el tamaño de las operaciones y su inclusión se puede justificar si el contenido informativo de las operaciones depende del tamaño de estas. Sin embargo, dicha variable no es significativa.

Dados los resultados anteriores se decide, finalmente, especificar un modelo que incluye, además de las variables estacionales, una medida de la volatilidad y una medida del volumen. En concreto, el modelo estimado es el siguiente:

$$HOR_t = a + \sum_{j=1}^{11} b_j H_j + \sum_{j=1}^4 c_j D_j + dVOTN_t + eVOLN_t + \varepsilon_t \quad [1.12]$$

(18) En la sección I.6 se detalla la forma de cálculo de estas variables para cada uno de los valores de la muestra.

DETERMINANTES TEMPORALES DE LAS HORQUILLAS

Variable endógena: HOR_t		
R^2 corregido: 0,382 N: 1.467		
Variable independiente	Coefficiente	Estadístico t
Constante	0,411	34,63*
H1 _t	-0,047	-4,87*
H2 _t	-0,065	-5,96*
H3 _t	-0,080	-7,40*
H4 _t	-0,089	-8,01*
H5 _t	-0,088	-7,55*
H6 _t	-0,093	-7,81*
H7 _t	-0,088	-7,01*
H8 _t	-0,093	-7,62*
H9 _t	-0,082	-6,96*
H10 _t	-0,076	-6,93*
H11 _t	-0,032	-3,05*
D1 _t	-0,013	-1,67**
D2 _t	-0,018	-1,83**
D3 _t	-0,021	-2,51*
D4 _t	-0,001	-0,17
VOTN _t	0,069	6,43*
VOLN _t	-0,051	-5,72*

En este cuadro se ofrecen los resultados de la estimación por MCO de las regresiones de las horquillas sobre una constante, once variables ficticias indicativas del intervalo horario intrasesión (H_{jt} toma valor unitario si el intervalo t pertenece al período temporal de 30 minutos j , donde $j=1$ es el intervalo 11.30-12, $j=2$ es el intervalo 12-12.30, y así sucesivamente hasta $j=11$, que corresponde al intervalo 16.30-17), cuatro variables ficticias indicativas del día de la semana (D_{jt} toma valor unitario si el intervalo t pertenece al día de la semana j , donde $j=1$ corresponde al martes, $j=2$ al miércoles, y así sucesivamente hasta $j=4$, que corresponde al viernes), $VOTN_t$ (medida de volatilidad normalizada), $VOLN_t$ (medida de volumen normalizado).

La horquilla media en el período t (HOR_t) se calcula como la media aritmética de las horquillas de los 32 valores de la muestra en ese mismo período.

$VOTN_t$ y $VOLN_t$ se calculan, respectivamente, como la media aritmética de las medidas normalizadas de volatilidad y volumen de los 32 valores de la muestra.

Los estadísticos t son robustos a la autocorrelación hasta orden 12 y a la heteroscedasticidad [Newey y West (1987)].

La muestra utilizada en la estimación está compuesta por datos temporales agrupados en intervalos de 30 minutos que cubren el período 1.9.95 a 29.2.96.

N: Número de observaciones.

* : Significativo al 5 %.

** : Significativo al 10%.

donde $VOTN_t$ y $VOLN_t$ son, respectivamente, la media en sección cruzada, en el intervalo t , del volumen y de la volatilidad normalizados.

Los resultados de la estimación del modelo [I.12] aparecen en el cuadro I.7. Según se observa en dicho cuadro, los coeficientes de las nuevas variables introducidas en esta sección son significativos al 5 %. En concreto, el coeficiente de la variable $VOTN_t$ es positivo, mientras que el de la variable $VOLN_t$ es negativo. Estos resultados indican que las hor-

quillas están directamente relacionadas con la volatilidad e inversamente relacionadas con el volumen. Ambos resultados coinciden con los que se han documentado en otros trabajos aplicados a mercados nacionales, como en Soria (1991) o en Rubio y Tapia (1996), o internacionales. Según el modelo de selección adversa, la evidencia encontrada se podría explicar si el grado de información asimétrica está directamente relacionado con la volatilidad de los precios, lo cual parece razonable, e inversamente relacionado con el volumen de negociación.

Finalmente, los coeficientes de las variables estacionales son, al igual que en modelo [I.10], negativos y, con la excepción del viernes, son significativos al 10 %. Sin embargo, en comparación con aquel modelo, la importancia relativa de la estacionalidad parece ser menor. En concreto, el valor máximo del coeficiente estacional sobre la constante se reduce del 28,5 % al 22,6 %. Estos resultados indican que la introducción de las variables temporales no consigue explicar completamente la estacionalidad de las horquillas, lo cual sugiere que otras variables omitidas deben de explicar dicha estacionalidad.

1.7.4. Análisis de las posibles deficiencias empíricas de las horquillas como medidas de liquidez

En esta sección se estudian las posibles deficiencias empíricas de las horquillas como medidas de liquidez. En primer lugar, se investiga si las horquillas estiman correctamente la variabilidad en sección cruzada de la liquidez, y posteriormente se estudia si las horquillas recogen correctamente la variabilidad temporal de la liquidez.

1.7.4.1. Variabilidad en sección cruzada de la liquidez

De lo expuesto en la sección I.4 se deduce que la horquilla sería un buen indicador para comparar la liquidez en sección cruzada si la profundidad de los valores fuese similar. En cambio, si existen diferencias de profundidad entre valores, la horquilla no medirá adecuadamente la liquidez. En concreto, las horquillas sobreestimarán las diferencias de liquidez si la profundidad se mueve en la misma dirección que la horquilla, mientras que subestimarán aquellas diferencias si se mueven en dirección contraria.

Del análisis descriptivo de las profundidades que se hace en el cuadro I.3 se deduce claramente que existen diferencias muy marcadas entre las profundidades medias de los diferentes valores, por lo que la condición de constancia no parece verificarse. Con el fin de cuantificar la di-

EFECTO TAMAÑO EN LA PROFUNDIDAD

Variable endógena: $(PROF_{p,d} - PROF_{G1,d})$			
N: 124			
p	Coeficiente	Estimación	Estadístico t
G2	G2	-46,611	-16,06*
G3	G3	-50,180	-16,88*
G4	G4	-50,181	-16,90*

En este cuadro se ofrecen los resultados de la estimación por MCO de la regresión de la diferencia de las profundidades entre la cartera p y la cartera G1 sobre una constante, donde $p = \{G2, G3, G4\}$. $PROF_{p,d}$ se calcula como la media aritmética, en la sesión d , de las profundidades de los valores pertenecientes a la cartera p , para $p = \{G1, G2, G3, G4\}$. Las carteras G1 a G4 están construidas en función del tamaño de las sociedades emisoras de los valores que las componen. La profundidad de cada valor se calcula como el producto del precio medio de la sesión por el número medio de títulos a los mejores precios, en el lado (compra o venta) con menor volumen.

La cartera G1 agrupa a los 8 valores con mayor capitalización y la G4 a los 8 con menor capitalización.

Los estadísticos t son robustos a la autocorrelación hasta orden 1 y a la heteroscedasticidad [Newey y West (1987)].

La muestra utilizada en la estimación está compuesta por datos diarios que cubren el período 1.9.95 a 29.2.96.

N: Número de observaciones.

* : Significativo al 5 %.

ferente profundidad de los valores según las cuatro carteras por tamaño se estiman por MCO las siguientes regresiones:

$$(PROF_{p,d} - PROF_{G1,d}) = \alpha_p + \beta_{p,d} \quad [I.13]$$

para $p = \{G2, G3, G4\}$, donde $PROF_{p,d}$ es la profundidad media en la sesión d de valores pertenecientes a la cartera p , y $PROF_{G1,d}$ es la profundidad media en la sesión d de los valores pertenecientes a la cartera G1.

Los resultados de las estimaciones del modelo [I.13] se recogen en el cuadro I.8. La evidencia contenida en este cuadro es favorable a un efecto tamaño en las profundidades; es decir, que estas son crecientes con el tamaño de las sociedades emisoras de los valores de la cartera. Es interesante observar que el efecto tamaño en las profundidades parece ser mucho más intenso que el que se observa con las horquillas. Especialmente importante es la diferencia de las profundidades medias entre la cartera G1 y el resto: entre 46 y 50 millones de pesetas. En términos relativos, la profundidad media de los valores de la cartera G1 representa entre 7,8 y 16 veces la de los valores del resto de las carteras. Estos resultados contrastan con los que se encuentran con las horquillas. En concreto, las horquillas de la cartera G1 representan entre el 73 % y el 50 % de las horquillas medias del resto de las carteras.

Estos resultados implican que el efecto tamaño en la liquidez es mucho más importante del que se deduce de las horquillas. En otras palabras, se acaba de documentar que las horquillas subestiman la variabilidad en corte transversal de la liquidez. Esta limitación de las horquillas se explica, entre otros posibles factores, por el impacto de las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios. En efecto, para los valores con mayor liquidez aquellas regulaciones tienden a ser más restrictivas, por lo que los oferentes de liquidez, que en ausencia de dichas restricciones ofrecerían mejores precios, se ven restringidos a acumular sus órdenes en los dos lados de la horquilla.

Por otra parte, estos resultados ponen de manifiesto las importantes limitaciones de la horquilla a la hora de comparar la liquidez en corte transversal. En este sentido, la evidencia encontrada sugiere que la utilización de alguna de las medidas introducidas en la sección I.4 puede ser muy útil para los trabajos que requieren la comparación de liquidez en corte transversal.

I.7.4.2. Variabilidad temporal de la liquidez

Desafortunadamente, con la información disponible no es posible calcular una medida representativa de los costes de inmediatez para un volumen fijo para todos los valores e intervalos de la muestra. Sin embargo, disponemos de una medida, el diferencial ampliado, que es representativo de los costes de inmediatez para un volumen fijo por sesión y valor. La comparación de la variabilidad intradía de esta medida con la de la horquilla permite contrastar si la horquilla recoge correctamente los movimientos intradía de la liquidez.

La comparación de la variabilidad intradía de las dos medidas de liquidez se realiza estimando por MCO el siguiente modelo:

$$LIQ_t = a + \sum_{j=1}^{11} b_j H_{jt} + \epsilon_t \quad [I.14]$$

donde $LIQ_t = \{HOR_t, DIFA_t\}$, y H_{jt} para $j = \{1, \dots, 11\}$ son las 11 variables ficticias definidas anteriormente. $DIFA_t$ se define como la media aritmética del diferencial ampliado en el intervalo t de los 32 valores de la muestra.

En el cuadro I.9 aparecen los resultados de la estimación del modelo [I.14] para las dos medidas de liquidez. Nótese que estos modelos se estiman con un menor número de observaciones debido a que en algunos intervalos no está disponible la información sobre el diferencial ampliado. Las observaciones no disponibles se eliminan para la estimación de las

**COMPARACIÓN ENTRE LA ESTACIONALIDAD INTRADÍA DE LA HORQUILLA
Y DE LOS DIFERENCIALES AMPLIADOS**

Variable endógena: HOR_t			Variable endógena: $DIFA_t$	
R^2 corregido: 0,277			R^2 corregido: 0,543	
N: 1.404			N: 1.404	
Var. independiente	Coeficiente	Estadístico t	Coeficiente	Estadístico t
Constante	0,443	54,61*	0,935	64,55*
$H1_t$	-0,080	-13,55*	-0,230	-20,51*
$H2_t$	-0,106	-15,14*	-0,304	-24,89*
$H3_t$	-0,123	-17,29*	-0,336	-26,24*
$H4_t$	-0,132	-18,47*	-0,364	-28,06*
$H5_t$	-0,131	-17,64*	-0,368	-27,67*
$H6_t$	-0,132	-17,37*	-0,364	-27,55*
$H7_t$	-0,127	-16,19*	-0,357	-26,33*
$H8_t$	-0,129	-17,56*	-0,364	-27,08*
$H9_t$	-0,124	-16,33*	-0,360	-26,36*
$H10_t$	-0,124	-15,06*	-0,360	-25,30*
$H11_t$	-0,086	-10,88*	-0,355	-26,01*

En este cuadro se ofrecen los resultados de la estimación por MCO de la regresión de las horquillas medias y de los diferenciales ampliados medios sobre una constante y once variables ficticias indicativas del intervalo horario intrasesión (H_j , toma valor unitario si el intervalo t pertenece al período temporal de 30 minutos j , donde $j=1$ es el intervalo 11.30-12, $j=2$ es el intervalo 12-12.30, y así sucesivamente hasta $j=11$, que corresponde al intervalo 16.30-17). La horquilla media en el período t (HOR_t) y el diferencial ampliado medio en el período t ($DIFA_t$) se calculan, respectivamente, como la media aritmética de las horquillas y los diferenciales ampliados de los 32 valores de la muestra en ese mismo período.

Los diferenciales ampliados se calculan para cada valor y sesión con un número fijo de títulos.

Los estadísticos t son robustos a la autocorrelación hasta orden 12 y a la heteroscedasticidad [Newey y West (1987)].

La muestra utilizada en la estimación está compuesta por datos temporales agrupados en intervalos de 30 minutos que cubren el período 1.9.95 a 29.2.96.

N: Número de observaciones.

* : Significativo al 5 %.

dos regresiones. Estas observaciones solamente representan el 4,3 % de la muestra.

Los resultados de la estimación del modelo [I.14] con la horquilla son muy similares a los que se obtuvieron al estimar el modelo [I.10]. En concreto, se encuentra una marcada estacionalidad intradía. Con la nueva medida de liquidez ($DIFA_t$) también se encuentra evidencia favorable a una estacionalidad intradía. Al igual que ocurría con la horquilla, la estacionalidad del diferencial ampliado aparece todos los días de la semana y para las cuatro carteras. Como muestra de ello pueden observarse los gráficos I.5 y I.6, que se han generado siguiendo el mismo procedimiento que se llevó a cabo con los gráficos I.3 y I.4.

Comparando la estacionalidad intradía de las dos medidas de liquidez se pueden apreciar algunas diferencias. En primer lugar, el perfil es-

EVOLUCIÓN INTRADÍA DEL DIFERENCIAL AMPLIADO POR DÍAS DE LA SEMANA



tacional del diferencial ampliado parece ser más intenso que el de la horquilla. Este efecto se puede cuantificar calculando el cociente del máximo de los valores absolutos de los coeficientes de las variables $H1_t$ a $H11_t$ sobre la constante. Aplicando dicha medida a las dos ecuaciones estimadas se obtiene un 29,8 % para la horquilla y un 39,4 % para el diferencial ampliado. Esta diferencia en el perfil estacional se aprecia para todas las carteras. En concreto, aplicando el mismo procedimiento de cálculo para cada una de las carteras se obtienen los siguientes porcentajes para las horquillas: 19,2 % para la cartera G1, 26,3 % para la cartera G2, 35,7 % para la cartera G3 y 27,9 % para la cartera G4. Esos mismos porcentajes para el diferencial ampliado son: 26,7 % para la cartera G1, 29,1 % para la cartera G2, 44,2 % para la cartera G3 y 33,6 % para la cartera G4.

El hecho de que la estacionalidad intradía del diferencial ampliado sea superior a la de la horquilla significa que la variabilidad intradía de la liquidez es incluso superior de la que se deduce de las horquillas. En otras palabras, se acaba de documentar que las horquillas subestiman los movimientos temporales de la liquidez, efecto que se produce, probablemente, porque al aumentar la liquidez de los valores a lo largo de la sesión también aumenta la probabilidad de que la restricción impuesta

EVOLUCIÓN INTRADÍA DEL DIFERENCIAL AMPLIADO POR VALORES

por las variaciones mínimas sea vinculante. En aquellos casos en los que dichas restricciones sean vinculantes, las mejoras de liquidez no se pueden reflejar en las horquillas y se recogen como un aumento de la profundidad.

En comparación con los resultados en sección cruzada, las limitaciones de la horquilla para recoger los movimientos temporales de la liquidez parecen ser mucho menos importantes. En consecuencia, la utilización de la horquilla como medida de liquidez puede ser una aproximación razonable en los trabajos que estudien el comportamiento temporal de esta característica.

I.8. Conclusiones

En este capítulo se ha encontrado que, en el período objeto de estudio, la restricción que imponían las variaciones mínimas de precios sobre las horquillas era vinculante para un elevado número de los valores que formaban parte del índice Ibex 35. Concretamente, para 12 de esos valores la frecuencia de observaciones en las que la horquilla se situaba en su nivel mínimo superaba el 75 %.

Una eventual reducción de las variaciones relativas mínimas de precios (19) afectaría positivamente a los inversores con necesidades de liquidez, los cuales verían reducir sus costes de transacción, y favorecería la eficiencia en la formación de precios en los mercados, debido a las mayores posibilidades de explotar la llegada de nueva información al mercado. Asimismo, los menores costes de transacción facilitarían la realización de operaciones de arbitraje con el mercado de futuros e incentivarían la actividad en el mercado bursátil.

Por lo que respecta a la medición de la liquidez, se han discutido algunas limitaciones de la medida estándar en la literatura: la horquilla de precios. El problema de esta medida es que no controla por las diferencias de profundidad, lo cual dificulta la comparación de los costes de inmediatez al depender estos del tamaño de la operación.

Con el fin de controlar los problemas de la horquilla, se han propuesto dos medidas de liquidez alternativas, calculadas a partir de una función que asigna un diferencial de precios representativo de los costes de inmediatez según el tamaño de la operación. La primera se define como el número de títulos necesarios para que el diferencial de precios alcance un porcentaje fijado previamente, y la segunda se define como el diferencial de precios asociado a un tamaño dado. Estas definiciones de liquidez pensamos que son aportaciones interesantes ya que permiten ser aplicadas para establecer un ranking de liquidez por valores, o para la estimación de primas de liquidez.

Desafortunadamente, con la información disponible en este capítulo no hemos podido generar ninguna de las dos medidas de liquidez propuestas. En consecuencia, la liquidez se ha aproximado a partir de las horquillas de precios. No obstante, este análisis se ha completado con un estudio de las deficiencias empíricas de las horquillas como medidas de liquidez, el cual ha permitido matizar las conclusiones del análisis.

El comportamiento temporal y en sección cruzada de las horquillas de los principales valores negociados en el mercado español de renta variable es muy similar al que se ha encontrado en otros mercados con características organizativas sustancialmente diferentes en cuanto a los mecanismos de provisión de liquidez.

Por lo que respecta al comportamiento temporal de las horquillas, se ha documentado evidencia de estacionalidades intradía y semanales. Las primeras se reflejan en unas horquillas mayores durante las primeras

(19) Sería interesante estudiar si la entrada en vigor, en enero de 1999, de las nuevas variaciones mínimas en euros ha supuesto una reducción relativa de estas y cuál ha sido su impacto.

horas de negociación, que decrecen a medida que avanza la sesión y aumentan durante los instantes previos al cierre. La estacionalidad semanal se caracteriza porque durante los lunes se registran unas horquillas mayores. Estas estacionalidades no desaparecen completamente una vez que se introducen en el modelo otras variables como el volumen o la volatilidad de los precios. De acuerdo con la teoría de la selección adversa, la evidencia encontrada se podría explicar porque tras la apertura del mercado el grado de información asimétrica es mayor. Asimismo, se ha encontrado que las horquillas están inversamente relacionadas con el volumen de negociación, y directamente relacionadas con la volatilidad de los precios.

En cuanto al comportamiento en sección cruzada, se ha encontrado evidencia favorable a un efecto tamaño, de manera que las horquillas de los valores tienden a ser menores cuanto mayor es el tamaño de las sociedades emisoras.

Finalmente, del análisis de las deficiencias empíricas de las horquillas se concluye que estas subestiman los movimientos de la liquidez, tanto temporales como, sobre todo, en sección cruzada. El primer resultado se apoya en el hecho de que la variabilidad intradía de la horquilla es inferior a la que presenta un diferencial de precios calculado con un número fijo de títulos por valor y sesión. Como evidencia del segundo resultado, se ha encontrado que la profundidad de la horquilla tiende a crecer con el tamaño de la sociedad emisora, siendo este efecto tamaño mucho más importante que el que se documenta con las horquillas.

APÉNDICE I.A

PROPIEDADES DE LAS FUNCIONES DE OFERTA Y DEMANDA Y DE LA CURVA DE LIQUEDEZ

I.A.1. Funciones de oferta y demanda

Denominaremos función de oferta a la función que relaciona el precio medio de venta, implícito en las cotizaciones ofrecidas por los agentes oferentes de liquidez, con el tamaño de la operación. El precio medio de venta para una operación de tamaño T es el cociente entre el coste de la operación y el tamaño de la misma. Analíticamente la función de oferta viene dada por la siguiente expresión:

$$P^V(T) = \begin{cases} P_1^V & \text{si } T < V_1 \\ \frac{P_1^V V_1 + P_2^V (T - V_1)}{T} & \text{si } V_1 \leq T < V_2 \\ \frac{P_1^V V_1 + P_2^V (V_2 - V_1) + P_3^V (T - V_2)}{T} & \text{si } V_2 \leq T \leq V_3 \end{cases} \quad [\text{I.A.1}]$$

De igual forma, denominaremos función de demanda a la función que relaciona el precio medio de compra con el tamaño de la operación, que analíticamente viene dada por la expresión:

$$P^C(T) = \begin{cases} P_1^C & \text{si } T < C_1 \\ \frac{P_1^C C_1 + P_2^C (T - C_1)}{T} & \text{si } C_1 \leq T < C_2 \\ \frac{P_1^C C_1 + P_2^C (C_2 - C_1) + P_3^C (T - C_2)}{T} & \text{si } C_2 \leq T \leq C_3 \end{cases} \quad [\text{I.A.2}]$$

A continuación se examina el signo que toman las dos primeras derivadas de las dos funciones anteriores, con el fin de inferir las propiedades de las mismas. Las dos primeras derivadas de la función de oferta vienen dadas por las expresiones siguientes:

$$[P^V(T)] = \begin{cases} 0 & \text{si } T < V_1 \\ \frac{V_1 (P_2^V - P_1^V)}{T^2} & \text{si } V_1 < T < V_2 \\ \frac{V_1 (P_2^V - P_1^V) + V_2 (P_3^V - P_2^V)}{T^2} & \text{si } V_2 < T < V_3 \end{cases} \quad [\text{I.A.3}]$$

$$[P^V(T)] = \begin{cases} 0 & \text{si } T < V_1 \\ \frac{-2V_1 (P_2^V - P_1^V)}{T^3} & \text{si } V_1 < T < V_2 \\ \frac{-2 [V_1 (P_2^V - P_1^V) + V_2 (P_3^V - P_2^V)]}{T^3} & \text{si } V_2 < T < V_3 \end{cases} \quad [\text{I.A.4}]$$

Para $T < V_1$ las dos primeras derivadas de la función de oferta son nulas, lo que indica que la función es constante e igual a P_1^V . Para $T > V_1$, sabiendo que, por definición, $P_1^V < P_2^V < P_3^V$, la primera derivada es positiva y la segunda derivada es negativa, lo que implica que en ese rango la función es creciente y cóncava, tal como se representa en el gráfico I.1.b.

Las dos primeras derivadas de la función de demanda vienen dadas por las siguientes expresiones:

$$[P^C(T)] = \begin{cases} 0 & \text{si } T < C_1 \\ \frac{C_1 (P_2^C - P_1^C)}{T^2} & \text{si } C_1 < T < C_2 \\ \frac{C_1 (P_2^C - P_1^C) + C_2 (P_3^C - P_2^C)}{T^2} & \text{si } C_2 < T < C_3 \end{cases} \quad [\text{I.A.5}]$$

$$[P^C(T)] = \begin{cases} 0 & \text{si } T < C_1 \\ \frac{-2C_1 (P_2^C - P_1^C)}{T^3} & \text{si } C_1 < T < C_2 \\ \frac{-2 [C_1 (P_2^C - P_1^C) + C_2 (P_3^C - P_2^C)]}{T^3} & \text{si } C_2 < T < C_3 \end{cases} \quad [\text{I.A.6}]$$

Para $T < C_1$ las dos primeras derivadas de la función de demanda son nulas, lo que indica que la función es constante e igual a P_1^C . Para $T > C_1$, sabiendo que, por definición, $P_1^C > P_2^C < P_3^C$, la primera derivada es negativa y la segunda derivada es positiva, lo que implica que en ese rango la función es decreciente y convexa, tal como se representa en el gráfico I.1.b.

I.A.2. Función diferencial (curva de liquidez)

Denominaremos función diferencial o curva de liquidez a la siguiente función:

$$DIF(T) = \frac{P^V(T) - P^C(T)}{0,5 [P^V(T) + P^C(T)]} \quad [I.A.7]$$

A continuación se demuestra que dicha función es constante hasta V_1 y creciente para $T > V_1$. Para demostrar lo anterior es suficiente con averiguar que la primera derivada de aquella función es nula para $T < V_1$ y positiva para $T > V_1$. La derivada de la función diferencial respecto al tamaño de la operación es la siguiente:

$$\frac{DIF}{T} = \frac{DIF}{P^V} \frac{P^V}{T} + \frac{DIF}{P^C} \frac{P^C}{T} \quad [I.A.8]$$

De la expresión anterior ya conocemos los signos de las derivadas de las funciones de oferta y demanda respecto del tamaño. En efecto, para $T < V_1$ la derivada de la función de oferta respecto al tamaño es, tal como se demostró anteriormente, nula, y para $T > V_1$ la derivada es positiva. Igualmente, la derivada de la función de demanda respecto al tamaño es nula para $T < V_1$ y negativa o nula para $T > V_1$ (20). Quedan pendientes de examinar los signos de las otras dos derivadas parciales, que vienen dadas por las expresiones:

$$\frac{DIF}{P^V} = \frac{4P^C}{(P^V + P^C)^2} \quad [I.A.9]$$

$$\frac{DIF}{P^C} = \frac{-4P^V}{(P^V + P^C)^2} \quad [I.A.10]$$

(20) Recuérdese que, por construcción, $C_1 > V_1$.

Es inmediato que el signo de la expresión [I.A.9] es positivo y el de la expresión [I.A.10] es negativo.

Teniendo en cuenta los signos de las cuatro derivadas parciales que aparecen en la expresión [I.A.8], se concluye que dicha expresión es nula para $T < V_1$ y estrictamente positiva para $T > V_1$, tal como se quería demostrar.

II

EFFECTOS SOBRE LA VOLATILIDAD DEL MERCADO ESPAÑOL DE RENTA VARIABLE DE LA INTRODUCCIÓN DE LOS CONTRATOS DE FUTUROS Y OPCIONES SOBRE EL ÍNDICE IBEX 35

II.1. Introducción

La coincidencia de la expansión de los mercados de derivados a nivel internacional con la aparición de algunos episodios de elevada volatilidad, como, por ejemplo, el ocurrido durante octubre de 1987, ha contribuido a que se haya generado, desde diferentes ámbitos, un amplio debate sobre los posibles efectos de los derivados sobre la volatilidad de los mercados al contado.

Desde un punto de vista teórico, se han propuesto tanto argumentos en favor como en contra de un efecto desestabilizador (1). Los defensores del efecto desestabilizador argumentan que los mercados de futuros y opciones atraen la toma de posiciones especulativas, debido a los menores costes asociados con su operativa en comparación con la de los mercados al contado, los cuales obedecen al apalancamiento que incorporan y a su mayor liquidez relativa. Según aquellos autores, la elevada actividad especulativa generada en los mercados de derivados puede provocar que, en algunas circunstancias, los precios se alejen transitoriamente de su valor fundamental, provocando un incremento de la volatilidad de los precios en dichos mercados que se transmite hacia el mercado al contado a través de las operaciones de arbitraje.

Por el contrario, otros autores atribuyen un efecto estabilizador a los mercados de futuros y opciones, debido a la mayor liquidez que generan

(1) En línea con la práctica habitual de la literatura, en este capítulo los términos estabilizador y desestabilizador indican que el impacto consiste en una disminución y un aumento de la volatilidad, respectivamente.

en el mercado al contado, al posibilitar coberturas más baratas de las posiciones mantenidas en estos últimos mercados.

La ausencia de resultados teóricos concluyentes ha generado una amplia literatura empírica sobre los efectos desestabilizadores de los derivados (2). Los resultados de estos trabajos suelen variar en función del período y mercado estudiados. La metodología más habitualmente utilizada consiste en la comparación de la volatilidad antes y después de la introducción del mercado de derivados objeto de estudio. Sin embargo, el problema de esta metodología es que no controla otros factores, además de la creación del mercado de derivados, que pueden haber afectado a la volatilidad.

A falta de un modelo estructural explicativo de la volatilidad, en algunos trabajos se han propuesto diferentes aproximaciones para intentar aislar el efecto de los derivados de otros posibles factores. Entre estos trabajos se encuentran los de Ayuso y Núñez (1995) y Ayuso *et al.* (1996), los cuales permiten que el efecto de la introducción de los mercados de derivados dependa de la importancia relativa de dichos mercados en relación con el contado, medida esta como el cociente de negociación derivado-contado.

En el caso español se han realizado hasta el momento pocos trabajos sobre este tema, dada la relativamente reciente creación de los mercados de futuros y opciones (3). En este sentido, este capítulo pretende aportar evidencia adicional en relación con los efectos sobre la volatilidad del mercado al contado de la introducción de los contratos de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35. Debe advertirse que, aunque la mayoría del debate sobre los efectos desestabilizadores se ha centrado en los futuros financieros, en el caso español resulta difícil separar el efecto debido a los futuros de aquel imputable a las opciones, ya que ambos instrumentos fueron introducidos simultáneamente.

El resto del capítulo está estructurado de la siguiente manera: en la segunda sección se realiza una revisión de la literatura, en la tercera se describen algunas características del funcionamiento del mercado español de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35, en la cuarta se presenta la base de datos. A continuación, en la quinta sección, se describe la metodología, en la sexta se comentan los principales resultados y, finalmente, las conclusiones aparecen en la última sección.

(2) Para una revisión de la literatura que ha abordado esta materia puede consultarse Board *et al.* (1992).

(3) En Ayuso y Núñez (1995) se estudian los efectos sobre el mercado español de deuda pública, y en Ayuso *et al.* (1996) se estudian, además, los efectos sobre el mercado de renta variable y sobre el mercado interbancario de depósitos.

II.2. Revisión de la literatura

Los trabajos teóricos que estudian el impacto de los derivados sobre la volatilidad de los mercados al contado son escasos. Subrahmanyam (1991) construyó un modelo del estilo del de Kyle (1985) en el que introdujo N mercados donde se negocian activos individuales y otro mercado en el que se negocia una cesta de dichos activos. En este modelo la introducción de una cesta tiene efectos ambiguos sobre la volatilidad de los otros N activos. Igualmente, Chari, Jagannathan y Jones (1990) mostraron que pequeñas variaciones en la especificación de su modelo cambiaban las conclusiones del mismo. Más recientemente, Zapatero (1995) propuso un modelo caracterizado por la existencia de dos tipos de agentes, expectativas heterogéneas y mercados incompletos, donde la introducción de un nuevo activo no redundante incrementaba la volatilidad.

En cambio, la literatura empírica que estudia los efectos de los derivados sobre la volatilidad del contado es muy abundante. Estos trabajos se basan en metodologías y definiciones de volatilidad muy diversas y la evidencia encontrada no es concluyente, variando los resultados según el mercado y período estudiados.

La mayoría de los trabajos se limitan a comparar la volatilidad de los precios antes y después de la introducción del mercado de derivados objeto de análisis. Entre estos trabajos se encuentran, por ejemplo, los de Santoni (1987) y Edwards (1988a y 1988b), quienes no encuentran evidencia favorable a un aumento de la volatilidad. El principal problema de estos trabajos es que no controlan otros factores que pueden haber afectado a la volatilidad, como son los cambios en materia de política monetaria, la llegada de noticias o el mayor grado de internacionalización de los mercados.

Otros autores controlan el efecto de los otros factores mediante la introducción de una muestra de control formada por valores no incluidos en el índice subyacente del contrato de futuros estudiado. Entre estos trabajos se encuentra el de Harris (1989), donde en un modelo de corte transversal explicativo de la volatilidad se introduce una variable cualitativa que toma el valor unitario para los valores pertenecientes al índice S&P 500. En este trabajo se encuentra que el coeficiente de dicha variable es positivo y estadísticamente significativo a partir de la introducción del mercado de futuros. Sin embargo, cuando los rendimientos se calculan sobre períodos temporales superiores a un día dicho coeficiente tiende a reducirse.

En cambio, Choi y Subrahmanyam (1993) no encuentran efectos significativos utilizando una metodología similar aplicada a la introducción

del mercado de futuros sobre el índice MMI (4). Igualmente, Thosar y Tri-georgis (1994) tampoco encontraron efectos significativos sobre la volatilidad de la inclusión de los valores al índice S&P 500 al compararla con las variaciones de la volatilidad de una muestra de control.

Sin embargo, la utilización de muestras de control no está exenta de problemas. En efecto, tal como señaló Harris (1989), los posibles efectos de aumento de volatilidad que se encuentren estarán sesgados negativamente, en el sentido de que el aumento de volatilidad imputable a los derivados será superior al observado, ya que sobre la muestra de control también se producirán efectos como consecuencia de la interrelación entre ambas muestras.

En las investigaciones más recientes la volatilidad se estima con modelos de la familia GARCH. En estos trabajos el contraste del efecto del mercado de futuros se realiza mediante la inclusión en el modelo de una variable cualitativa que toma valor unitario en el período de existencia del mercado de futuros. Este es el caso, por ejemplo, de los trabajos de Chan y Karolyi (1991) y de Baldauf y Santoni (1991). En ambos casos se concluye que la volatilidad no ha variado significativamente tras la introducción del mercado de futuros.

Otro grupo de trabajos utiliza los modelos de la familia GARCH con el fin de encontrar si se ha producido un cambio estructural que afecta a todos los parámetros del modelo y, en particular, a la persistencia de la volatilidad. Lee y Ohk (1992) y Antoniou y Holmes (1995) encuentran que tras la puesta en funcionamiento del mercado de futuros se redujo la persistencia de la volatilidad. En el primer caso utilizaron un conjunto de mercados de renta variable, mientras que en el segundo el mercado objeto de análisis fue el inglés. Estos autores interpretan este resultado como evidencia favorable a una ganancia de eficiencia del mercado, en el sentido de que aumenta la velocidad a la cual se transmite la información a los precios. En cambio, Baldauf y Santoni (1991) no encuentran ningún cambio estructural en los parámetros del modelo tras el desarrollo de la negociación programada en el mercado americano.

En otros trabajos se introduce en el modelo temporal explicativo de la volatilidad una variable relacionada con el nivel de contratación en el mercado de futuros en términos absolutos [Board *et al.* (1992)], o relativos [Ayuso y Núñez (1995) y Ayuso *et al.* (1996)]. En Board *et al.* (1992) se encuentra una relación directa contemporánea entre el volumen de derivados y la volatilidad al contado en el mercado bursátil de Londres. En Ayuso y Núñez (1995) se encuentra una relación inversa entre el vo-

(4) MMI es el Major Market Index que incluye 20 valores. El contrato de futuros sobre ese índice fue introducido en 1984.

lumen de negociación relativa derivado-contado retardada un período y la volatilidad al contado en el mercado español de deuda pública. Estos mismos resultados se confirman en Ayuso *et al.* (1996) para el mercado interbancario de Madrid. En cambio, encuentran que el coeficiente que mide ese efecto es positivo en el caso del mercado de renta variable, aunque este no es estadísticamente significativo.

Finalmente, otros autores realizan un análisis de causalidad. Bhattacharya *et al.* (1986) realizan un contraste de causalidad entre la volatilidad del futuro y la del contado para valores de renta fija y encuentran que la volatilidad del primer mercado causa la del segundo. Darrat y Rahman (1995) realizan un contraste de causalidad entre la actividad del mercado de futuros sobre el índice S&P 500 y la volatilidad del contado, no encontrando ningún efecto significativo.

Las medidas de volatilidad utilizadas en la literatura son muy diversas. La más común es la volatilidad incondicional, estimada como la varianza muestral de los rendimientos calculados sobre intervalos temporales diferentes, siendo lo más habitual la utilización de rendimientos diarios, aunque en algunos trabajos se miden los rendimientos sobre varios horizontes temporales. En este caso, se suele encontrar que los efectos tienden a desaparecer con la longitud del intervalo.

En otros trabajos la volatilidad se calcula a partir de la diferencia entre el precio máximo y mínimo dentro de una sesión, como hace, por ejemplo, Santoni (1987). Más recientemente, la volatilidad se suele estimar como la varianza condicional que se obtiene de los modelos de la familia GARCH.

Uno de los estudios más completos en este sentido es el de Board *et al.* (1992), quienes realizan los contrastes estadísticos sobre una amplia gama de medidas de volatilidad que incluye, además de las anteriores, algunas medidas del nivel de actividad y de su volatilidad y la desviación típica de los saltos (*jumps*) definidos como una variable que toma valor cero cuando los rendimientos no superan un determinado valor crítico y el nivel de estos en otro caso. En esta misma línea, Darrat y Rahman (1995) toman como medida de volatilidad la frecuencia con la que se producen variaciones de precios que superan una determinada banda.

II.3. Principales características del funcionamiento del mercado de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35

Los contratos de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35 empezaron a negociarse el 14 de enero de 1992 en el mercado MEFF RV. La

expansión de la contratación durante sus ya más de seis años de existencia ha sido considerable. En términos relativos, es destacable que en tan solo seis meses el volumen de actividad de este mercado llegó a representar la mitad de la negociación del mercado al contado, y logró superarlo a partir de mediados del año 1994. Posteriormente, en 1995 y 1996 el peso relativo de la negociación con derivados se estabilizó en torno al 150 %, y en 1997 se acercó al 200 %. Por tipos de contratos destaca la actividad de los futuros frente a las opciones, con un peso en la negociación total del 81,4 % en 1997.

La estructura de la negociación en el mercado MEFF RV es similar a la del mercado bursátil. Es decir, se trata de un mercado electrónico dirigido por órdenes, en el que las órdenes recibidas por el sistema se acumulan, teniendo preferencia aquellas que presentan un mejor precio y, a igualdad de precios, tienen preferencia las más antiguas. De todas formas, al igual que en el mercado bursátil, es posible la liquidación de operaciones acordadas fuera del mecanismo de concentración de órdenes, siempre que hayan sido comunicadas al mercado y los precios se encuentren comprendidos dentro de unos límites. En la práctica, en ambos mercados la mayor parte de la negociación se canaliza a través del sistema de concentración de órdenes.

El vencimiento de los contratos de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35 se produce mensualmente. El índice subyacente de estos contratos está formado por una cesta móvil de 35 valores, revisable semestralmente según el volumen de negociación regular en el período previo a la revisión. Este índice no está corregido ni por dividendos ni por ampliaciones de capital, y los valores ponderan según su capitalización.

II.4. Información disponible y variables generadas

La base de datos de que se dispone fue facilitada por la CNMV y está formada por información diaria tanto del mercado bursátil de renta variable como del mercado de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35. La información referente al primer mercado incluye: el volumen (en títulos y en pesetas) y el precio de cierre de todos los valores admitidos a negociación en el mercado continuo entre las fechas 19.4.90 (5) y 31.12.94. Para los valores admitidos con posterioridad al 19.4.90, la primera fecha

(5) Desafortunadamente, no disponemos de datos diarios anteriores a esa fecha. De todas formas, una elevada proporción de los valores objeto de análisis empezó a cotizar en el mercado continuo durante 1990. Por tanto, la utilización de datos anteriores a abril de 1990 llevaría a tomar datos de los mercados de corros, lo cual no parece recomendable, una vez que existe evidencia de un cambio estructural a raíz de la incorporación de los valores al mercado continuo [Urrutia (1990)].

disponible coincide con la fecha de incorporación a este mercado. Adicionalmente, se dispone de los valores máximo y mínimo del índice Ibex 35 a partir del 15.10.90.

La información referente al mercado MEFF RV incluye el número de contratos de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35 negociados. En este caso, la muestra disponible cubre el período comprendido entre el inicio de la negociación de dichos contratos (14.1.92) y el 31.12.94.

Finalmente, se dispone del importe bruto de los dividendos de todos los valores de la muestra, así como de los precios de los derechos de suscripción correspondientes a las ampliaciones de capital.

Con la información anterior se calcularon las rentabilidades diarias corregidas de ampliaciones de capital y de dividendos para todos los valores de la muestra, calculadas como variaciones porcentuales, y la corrección se efectuó sumando al precio de la acción el importe del dividendo bruto o el primer precio del derecho de suscripción (o su valor teórico, en el caso de no estar disponible aquel) en las fechas en las que se han producido aquellas operaciones.

A partir de los rendimientos individuales corregidos se han generado los rendimientos de seis carteras, construidas todas con una composición variable. La cartera Ibex 35 (6) está formada por los 35 valores que en cada momento componen dicho índice, y estos se ponderan por la capitalización a mitad de cada uno de los subperíodos de revisión en su composición (7). Las restantes carteras, C1, C2, C3, C4 y C5, están compuestas cada una de ellas por siete valores y se forman al agrupar los 35 valores según el tamaño de las sociedades emisoras, medido este por la capitalización bursátil: la cartera C1 incluye los valores de las 7 sociedades mayores, y la cartera C5 los de las 7 menores. La revisión de la composición de dichas carteras y las ponderaciones responden a los mismos criterios que los que se han descrito para la cartera Ibex 35. La primera observación que se toma en todas las carteras corresponde al 17.7.90, que es la primera fecha en la que todos los valores incluidos negociaban en el mercado continuo.

Además de las carteras anteriores, se han generado los rendimientos de cuatro carteras adicionales (B1, B2, G1 y G2), caracterizadas todas porque su composición y ponderaciones son fijas y por incluir valores que han pertenecido durante todo el período de análisis al índice

(6) En todos los contrastes realizados se toma esta cartera y no el índice oficial, ya que este último índice no está corregido por ampliaciones de capital o pago de dividendos.

(7) La revisión de la composición se realiza cada seis meses desde 1992. Anteriormente, en 1991 se realizaron tres revisiones, y en 1990 la composición fue única.

Ibex 35 (8). La ponderación es la misma para todos los valores. En concreto, la cartera B1 incluye los valores que han pertenecido durante la mayor parte del período muestral a la cartera C1, mientras que la cartera B2 incluye al resto de los valores. Por otra parte, la cartera G1 agrupa a los valores que han formado parte mayoritariamente de las carteras C1 a C3, mientras que la cartera G2 agrupa al resto de los valores que han pertenecido siempre al índice Ibex 35 (9).

II.5. Aspectos metodológicos

En esta sección se describen los dos elementos metodológicos característicos de este capítulo y que lo distinguen de otros trabajos previos de la literatura. Estos elementos son los siguientes: análisis por carteras y utilización de tres medidas alternativas de volatilidad.

II.5.1. Análisis diferencial por carteras

En todos los análisis realizados en este capítulo, siempre que esté disponible la información, se distinguen los resultados para cada una de las seis carteras básicas del análisis: Ibex 35 y C1 a C5. Esta diferenciación por carteras creemos que es relevante, ya que, tal como se discute en los párrafos siguientes, podría esperarse un mayor impacto de los eventuales efectos desestabilizadores sobre los valores con mayor ponderación en el índice (10), mientras que el impacto de los efectos estabilizadores sería más uniforme sobre todos los valores o, incluso, mayor sobre los valores con menor ponderación. Dicha característica permitirá aproximar mejor el impacto de los derivados, ya que, además de contrastar si se produce un aumento de la volatilidad, se podrá contrastar si dicho aumento es mayor en las carteras en las que esperamos que el impacto sea más intenso.

Recuérdese que los defensores de los efectos desestabilizadores argumentan que estos se originan en el mercado de derivados y se transmiten al contado a través de las operaciones de arbitraje. En este sentido, los mayores efectos desestabilizadores se deberían concentrar entre

(8) La razón de generar estas carteras con dichas características responde, como se verá más adelante, a la realización de algunos contrastes de robustez de los resultados.

(9) En el apéndice II.A se describen las principales características de las carteras utilizadas en este capítulo y se incluye la composición de estas cuatro últimas.

(10) Debe notarse que como los valores ponderan en el índice Ibex 35 según su capitalización, la clasificación de estos por capitalización es equivalente a su ordenación por ponderación.

ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LAS CARTERAS C1 A C5

	C1	C2	C3	C4	C5
Peso medio en la capitalización (%)	59,7	20,4	10,5	6,1	3,3
Peso medio en volumen (%)	52,8	16,6	13,8	9,5	7,4
Correlación rendimientos con Ibex 35 (%) . . .	97,6	91,0	89,3	85,3	79,8

Construcción de las carteras: Ibex 35 es la cartera formada por los valores integrantes de dicho índice, reestimada con corrección por dividendos y ampliaciones de capital.

Las carteras C1 a C5 son carteras móviles, compuestas cada una de ellas por 7 valores y ordenadas según su capitalización, de manera que C1 integra los valores de las 7 sociedades mayores y C5 los de las 7 menores.

La ponderación se ha hecho por capitalización.

los valores que formen parte de las operaciones de arbitraje. La clasificación de los valores en las cinco carteras según su ponderación en el índice creemos que permite separar a los valores según la probabilidad de que sean incluidos en las operaciones de arbitraje. Esta tesis se apoya en el hecho de que los arbitrajistas a la hora de realizar sus operaciones eligen aquel grupo de valores tal que, garantizando una correlación suficientemente elevada con el índice, minimizan los costes de transacción. Dichas condiciones les llevarán a incluir a los valores con mayor ponderación en el índice, ya que con estos será mayor la probabilidad de que satisfagan las dos condiciones: reducidos costes de transacción y correlación elevada con el índice.

Como evidencia del primer aspecto puede consultarse el primer capítulo de este libro, donde se encuentra una relación inversa entre los costes de transacción y el tamaño de las sociedades. La segunda condición cabría esperar que se satisficiera porque los valores del índice Ibex 35 ponderan por capitalización. Esta impresión es confirmada por la evidencia contenida en el cuadro II.1, donde se muestra que la correlación de los rendimientos de las carteras con los del Ibex 35 es máxima para la cartera C1. La elevada correlación que exhibe dicha cartera (97,6 %) muestra que los arbitrajistas pueden replicar con un pequeño margen de error los movimientos del índice sin necesidad de utilizar los 35 valores.

Por lo que respecta a los efectos estabilizadores, los argumentos que se suelen utilizar apuntan como origen de estos a la mayor liquidez generada en el mercado al contado a consecuencia de la posibilidad de poder realizar coberturas más baratas de las carteras. En principio, todos los valores del índice se verían beneficiados por este efecto. Podría, incluso, defenderse un efecto más importante para los valores de menor ponderación, al ser estos los que partían de una liquidez mucho más re-

ducida (11). En este sentido, la correlación entre los rendimientos de las carteras formadas con valores de menor ponderación y los del índice parece lo suficientemente elevada (85,3 % para la cartera C4 y 79,8 % para la cartera C5) como para garantizar unas coberturas razonables. La mayor facilidad de cubrir riesgos podría animar a que algunos inversores fueran menos reticentes a incluir esta clase de valores en sus carteras, aumentando de esta manera la demanda de los mismos y, en consecuencia, su liquidez.

En conclusión, los argumentos de los dos párrafos anteriores permiten esperar que los eventuales efectos estabilizadores se detectarán más claramente en las carteras formadas por valores de menor ponderación en el índice, mientras que los posibles efectos desestabilizadores se apreciarán con mayor nitidez en las carteras formadas por valores con mayor ponderación. No obstante, debe advertirse que la existencia de un patrón de comportamiento entre las diferentes carteras puede reflejar, además del impacto diferencial de la introducción de los derivados, otros factores ligados a un comportamiento sectorial, ya que los valores de mayor capitalización se concentran en los sectores bancario y eléctrico, mientras que los de menor capitalización se concentran en otros sectores como el industrial o el de la construcción.

II.5.2. Medidas alternativas de volatilidad

En este capítulo se utilizan las siguientes tres medidas alternativas de volatilidad: varianza incondicional, varianza condicional y volatilidad intradía. La utilización de diferentes medidas responde a que cada una de ellas aporta información adicional sobre diferentes aspectos del comportamiento de la variabilidad de los precios que no se recoge en las otras dos. En este sentido, la consideración conjunta de las tres permite ofrecer un análisis mucho más completo.

En la literatura, la medida más tradicional de volatilidad es la varianza incondicional, estimada como la varianza muestral de los rendimientos. Esta forma de estimación se basa en el supuesto implícito de que los rendimientos siguen una distribución normal con varianza constante. Sin embargo, empíricamente dicho supuesto no se verifica, ya que la distribución de los rendimientos suele ser asimétrica y leptocúrtica.

Press (1967) propuso un modelo que recoge algunas de las anomalías empíricas de los rendimientos en relación con la distribución normal,

(11) Recuérdese que en el capítulo I se ha encontrado un efecto tamaño muy importante en la liquidez, en el sentido de que los valores de sociedades mayores y, por lo tanto, con mayor ponderación en el índice, son los más líquidos.

denominado modelo de difusión con saltos, que permite separar la varianza en dos componentes atribuibles a los movimientos continuos de los precios y a los movimientos en saltos.

Precisamente, la primera modelización de la volatilidad que se utiliza en este capítulo se estima a partir de un modelo de difusión con saltos. La principal ventaja de incluir dicha metodología en el análisis reside en la posibilidad de separar la volatilidad en componentes. Esta propiedad es interesante porque permite que el investigador contraste los efectos sobre cada uno de los componentes por separado, además del efecto sobre la volatilidad global. En la medida que existan argumentos que expliquen un efecto diferencial de los derivados sobre cada uno de los componentes se podrá aproximar mejor el impacto. En este sentido, creemos que esta metodología constituye una aportación interesante en la literatura, ya que, hasta lo que nosotros sabemos, en ningún trabajo previo se ha seguido dicha modelización de los rendimientos para aproximar el impacto de los derivados sobre la volatilidad del contado.

Sin embargo, esta medida presenta algunas limitaciones como, por ejemplo, el supuesto de volatilidad constante. Esta característica imposibilita la generación de estimaciones diarias de volatilidad, por lo que no es posible introducir en el modelo una variable que recoja la importancia relativa de los derivados. Dicha limitación motiva la necesidad de incorporar en el análisis otras medidas adicionales.

La segunda medida de volatilidad que se considera se obtiene a partir de la estimación de un modelo de la familia GARCH. En la literatura se ha encontrado que estos modelos recogen muchas de las características que exhiben los rendimientos de los activos financieros y, en particular, los valores de renta variable. Así, por ejemplo, estos modelos recogen, además del exceso de curtosis en comparación con la normal, otras características, como la elevada variabilidad que presenta la varianza, así como su persistencia, entendida esta como el hecho de que movimientos elevados de los precios tienden a ir seguidos por variaciones igualmente elevadas, y viceversa. Otra ventaja de estos modelos es que como subproducto se obtienen estimaciones diarias de la volatilidad condicional, lo cual es interesante porque permite la introducción en el modelo de una variable que recoja la importancia relativa de los derivados.

Una limitación de los modelos GARCH es que no permiten separar la volatilidad en componentes. Naturalmente, el modelo de difusión con saltos se podría combinar con los modelos GARCH, consiguiéndose una modelización que recoja las ventajas de ambos. Esto se podría hacer si en el contexto del modelo de difusión con saltos se modeliza la volatilidad continua como un proceso GARCH. Aquí no se sigue este enfoque,

dada la mayor complejidad de cálculo, aunque reconocemos que esta posibilidad sería una extensión interesante.

Finalmente, la última medida es volatilidad intradía, que se calcula a partir de los precios máximos y mínimos dentro de la sesión. Esta medida fue propuesta por Parkinson (1980), con la denominación de estimador del valor extremo, como estimador alternativo de la varianza de los rendimientos. Este autor mostró que, bajo ciertas condiciones, este estimador era cinco veces más eficiente que el tradicional. En este capítulo se incorpora dicha medida porque, al calcularse a partir de información intradía, permite recoger los movimientos de precios a un plazo más breve que el diario. La motivación de incluir esta perspectiva tan a corto plazo en el análisis responde a que a menudo se argumenta que el efecto de los derivados se manifiesta, fundamentalmente, cuando se mide la volatilidad con intervalos de tiempo muy reducidos.

Una vez que se dispone de las mediciones de la volatilidad, el análisis del impacto de los derivados se estudia, en primer lugar, comparando la volatilidad en los períodos anterior y posterior a la aparición del mercado de derivados. Este análisis es muy útil para caracterizar el comportamiento de la volatilidad en los dos períodos. Sin embargo, los resultados obtenidos no pueden considerarse concluyentes, ya que no se controlan los otros factores que pueden haber afectado a la volatilidad. Por esta razón, el análisis anterior se completa con la introducción en los modelos explicativos de la volatilidad de una variable que mide la importancia relativa de los derivados (12). Con este enfoque se permite que el efecto de los derivados dependa de la importancia relativa de estos, y pensamos que aísla, en cierta medida, el impacto de los derivados de otros factores que hayan podido influir sobre la volatilidad del contado.

II.6. Resultados empíricos

II.6.1. Modelización de la media de los rendimientos

Habitualmente, se encuentra que los rendimientos diarios de los valores bursátiles presentan algún tipo de estacionalidad semanal, así como autocorrelación positiva. En el mercado español, en Peiró (1994) puede encontrarse evidencia de la estacionalidad semanal, mientras que en León y Mora (1996) se encuentra evidencia de autocorrelación de primer orden.

(12) Desafortunadamente, la introducción de esta variable no es posible con la modelización de la varianza incondicional.

MODELIZACIÓN DE LA ECUACIÓN DE LA MEDIA

<i>Cartera</i>	<i>Q(10) (p valor)</i>	<i>ρ_1 (error estándar)</i>
Ibex 35	3,78 (0,96)	0,099 (0,049)
C1	3,32 (0,97)	0,088 (0,047)
C2	8,97 (0,53)	0,081 (0,053)
C3	7,55 (0,67)	0,112 (0,054)
C4	7,91 (0,64)	0,137 (0,044)
C5	12,95 (0,23)	0,160 (0,047)

El modelo estimado es el siguiente: $u_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 u_{it-1} + \epsilon_{it}$, donde u_{it} es el rendimiento desestacionalizado de la cartera i , aproximado como el residuo de la regresión del rendimiento de la cartera i sobre cinco variables cualitativas indicativas del día de la semana.

Para obtener información sobre la construcción de las carteras véanse los comentarios del cuadro II.1.

Errores estándar corregidos por heteroscedasticidad [White (1980)], $Q(10)$ es el contraste de autocorrelación de Ljung-Box de hasta orden 10, y su distribución es una χ^2 con 10 grados de libertad.

En este capítulo, la modelización de estos efectos se realiza en dos etapas. Primeramente, se regresan los rendimientos de las carteras sobre cinco variables cualitativas indicativas del día de la semana. Posteriormente, los residuos de esta regresión se regresan sobre varios retardos con el fin de generar series de innovaciones de los rendimientos, donde el número de retardos se especifica a partir de un contraste de razón de verosimilitudes, partiendo de un modelo inicial con cinco retardos.

En el cuadro II.2 aparecen los resultados del ejercicio anterior para las seis principales carteras que se utilizan en este capítulo. En todos los casos el modelo se especifica con un solo retardo, lo que, a la vista del estadístico de Ljung-Box para la autocorrelación de hasta orden 10, parece suficiente para eliminar la autocorrelación de las series. Asimismo, se observa que el coeficiente de autocorrelación parece guardar una relación inversa con el tamaño de las sociedades de las carteras, lo que, probablemente, se debe a la menor liquidez de los valores de menor tamaño (13).

En el gráfico II.1 se representan las series de innovaciones en los rendimientos diarios que se obtienen una vez que se elimina la estacionalidad semanal y la autocorrelación. Estas series son las que se toman para la modelización de la varianza de los rendimientos. Una primera característica que llama la atención en estos gráficos es la mayor frecuencia de valores extremos en los rendimientos durante el período

(13) Recuérdese que en el capítulo I se ha encontrado evidencia de una clara relación directa entre tamaño y liquidez.

RENDIMIENTOS DIARIOS DE LAS SEIS CARTERAS (a)

(a) Estos gráficos representan las innovaciones en los rendimientos diarios de las diferentes carteras. Las innovaciones se obtienen como los residuos de la regresión de los rendimientos desestacionalizados (eliminando estacionalidad semanal) sobre un retardo de estos. La línea vertical corresponde a la fecha en la que empezó a operar el mercado de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35 (14.1.92).

anterior a la introducción del mercado de derivados. Dichos movimientos se pueden identificar con algunos sucesos conocidos que tuvieron un gran impacto en la mayoría de los mercados internacionales, como, por ejemplo, la invasión de Kuwait por parte de Irak en agosto de 1990, la guerra del Golfo en enero de 1991 y el intento de golpe de estado en Rusia en agosto de 1991.

II.6.2. La varianza incondicional y sus componentes

II.6.2.1. El modelo de difusión con saltos

El modelo de difusión con saltos, propuesto originalmente por Press (1967), consta de un proceso browniano geométrico junto con un proceso compuesto de Poisson independiente con amplitudes de distribución lognormal. El primer proceso recoge los movimientos continuos en los precios, mientras que el segundo recoge los saltos. La versión discreta del modelo sería:

$$r_t = \left(-\frac{\sigma^2}{2} \right) + Z_t + \sum_{j=1}^{q_t} \ln(y_j) \quad [\text{II.1}]$$

donde r_t es el rendimiento diario del activo en t , Z_t es un proceso de Wiener con media y varianza instantáneas por unidad de tiempo σ^2 y q_t es un proceso de Poisson de parámetro λ , y $\ln(Y_j)$ es un miembro de una familia de variables aleatorias normales independientes e idénticamente distribuidas con media μ y varianza σ^2 por unidad de tiempo, y son independientes de q_t . La varianza incondicional de este modelo viene dada por la siguiente expresión:

$$V = [\sigma^2 + (\mu^2 + \sigma^2)] \quad [\text{II.2}]$$

La varianza incondicional se puede separar en dos componentes atribuibles a cada uno de los procesos independientes (proceso continuo y proceso salto), que denominaremos volatilidad tipo 1 y volatilidad tipo 2, respectivamente:

$$\text{VOL1} = \sigma^2 \quad [\text{II.3}]$$

$$\text{VOL2} = (\mu^2 + \sigma^2) \quad [\text{II.4}]$$

Una de las ventajas de esta modelización de los rendimientos es que permite que su distribución sea asimétrica y leptocúrtica, características que se han documentado empíricamente en relación con los rendimientos

bursátiles. Por lo tanto, esta propiedad del modelo de difusión con saltos sugiere un mejor ajuste de este para los rendimientos en comparación con la distribución normal, resultado que ha sido documentado empíricamente en Jarrow y Rosenfeld (1984) y en Nimalendran (1994).

Otra ventaja de la modelización de los rendimientos como un proceso de difusión con saltos es que este permite descomponer los momentos muestrales de los rendimientos en dos componentes, atribuibles a los dos procesos independientes de que consta el modelo. Dicha descomposición puede ser muy útil para algunas investigaciones que pretendan contrastar el impacto sobre alguno de los dos primeros momentos muestrales de determinados fenómenos.

Nimalendran (1994) propuso la estimación de dicho modelo para el análisis de determinados sucesos como alternativa a los «event studies» tradicionales. La propuesta de dicho autor consiste en la estimación de los parámetros del modelo en dos subperíodos diferentes, correspondientes al período en el que ocurre el suceso y al período en el que no se produce. Interpretó que el proceso de difusión browniano recogía las fluctuaciones continuas de los precios de los activos bursátiles debidas a factores relacionados con la contratación, como, entre otros, los efectos de la microestructura, mientras que el componente de los saltos reflejaba la aparición de información pública. Según esta interpretación, los cambios en las estimaciones de los parámetros del proceso de difusión proporcionan una medida de los efectos marginales inducidos por la contratación, mientras que los cambios en los parámetros del proceso salto muestran los efectos marginales inducidos por la aparición de noticias (14).

Como paso previo al contraste del cambio en los dos componentes de la volatilidad, se contrasta la hipótesis nula de ausencia de un componente salto en los rendimientos del índice Ibex 35. Como el modelo de difusión simple y el modelo de difusión con saltos son dos modelos anidados, se utiliza el contraste de razón de verosimilitudes $LR = 2 [l_{MDS} - l_{MD}]$, donde l_{MD} y l_{MDS} son, respectivamente, los logaritmos del valor máximo de la función de verosimilitud del modelo restringido (modelo de difusión) y del modelo sin restringir (modelo de difusión con saltos). Como es conocido, dicho contraste se distribuye asintóticamente bajo la hipótesis nula (modelo de difusión) como una χ^2 con tres grados de libertad, por la existencia de tres parámetros adicionales en el modelo de difusión con saltos.

(14) Esta metodología ha sido utilizada por Ruiz (1995) para el estudio de las ofertas públicas de venta de empresas españolas.

MODELO DE DIFUSIÓN CON SALTOS FRENTE A MODELO DE DIFUSIÓN

<i>Cartera</i>	<i>Período</i>	I_{MD}	I_{MDS}	$t[\cdot]$ (<i>p-valor</i>)	LR (<i>p-valor</i>)
IBEX 35	17/07/90-31/12/94	3.379,6	3.447,0	2,40 (0,02)	134,8 (0,00)

Ibex 35 es la cartera formada por los valores integrantes de dicho índice, reestimada con corrección por dividendos y ampliaciones de capital.

I_{MD} es el logaritmo neperiano del valor máximo de la función de verosimilitud del modelo de difusión. I_{MDS} es el logaritmo neperiano del valor máximo de la función de verosimilitud bajo el modelo de difusión con saltos. $t[\cdot]$ es el estadístico t del parámetro (parámetro de salto del modelo de difusión con saltos). Y LR es el contraste de razón de verosimilitudes $LR = 2 [I_{MDS} - I_{MD}]$, cuya distribución asintótica bajo la H_0 es una χ^2 con tres grados de libertad.

La estimación de los parámetros del modelo se realiza por máxima verosimilitud. La función de verosimilitud utilizada es la propuesta por Jarrow y Rosenfeld (1984), cuya expresión es la siguiente (15):

$$L = \frac{e^{-N}}{(2\pi)^{N/2}} \prod_{t=1}^N \prod_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{(\sigma^2 + \frac{1}{2}j^2)^{1/2}} \right) \exp \left[\frac{-(r_t - (\mu - \frac{1}{2}\sigma^2) - (\mu - \frac{1}{2}\sigma^2 + \frac{1}{2}j^2))^2}{2(\sigma^2 + \frac{1}{2}j^2)} \right] \left(\frac{j!}{j!} \right) \quad [II.5]$$

En el cuadro II.3 aparecen los resultados del contraste de existencia de un componente salto en los rendimientos de la cartera Ibex 35. La hipótesis nula de ausencia de un componente salto se rechaza a los niveles de significación habituales. Asimismo, el estadístico t del parámetro salto (σ) permite rechazar la hipótesis de que dicho coeficiente es nulo. Así pues, la evidencia empírica es favorable a la superioridad del modelo de difusión con saltos en comparación con el modelo de difusión.

II.6.2.2. *Cambios en la volatilidad incondicional y en sus componentes tras la aparición del mercado de derivados*

En este epígrafe se contrasta si se han producido cambios significativos en la varianza incondicional y en sus componentes tras la aparición del mercado de derivados. Con este fin se define a continuación el esta-

(15) Según se puede observar en la expresión II.5, la función de verosimilitud incluye un sumatorio con infinitos términos, por lo que a la hora de la estimación se hace necesario truncar ese sumatorio. Tras la realización de algunas pruebas se decidió truncar el sumatorio hasta 50 términos, una vez que se comprobó que las estimaciones eran casi coincidentes con la consideración de términos adicionales.

dístico sobre el que se basa el contraste. Sabemos que los estimadores de máxima verosimilitud del vector de parámetros del modelo $\theta = (\mu, \sigma^2, \rho)$ son consistentes y su distribución asintótica es normal; es decir,

$$\hat{\theta} \sim N(\theta, V) \quad [II.6]$$

donde V es la matriz de varianzas y covarianzas del vector de parámetros estimados. Por otra parte, como los parámetros de interés ($\beta = \{\text{VOL1}, \text{VOL2}\}$) son funciones diferenciables de los otros parámetros, sabemos que la distribución de las estimaciones de aquellos parámetros también será asintóticamente normal:

$$\hat{\beta} \sim N(\beta, V^2) \quad [II.7]$$

donde

$$V^2 = \nabla f(\theta) V \nabla f(\theta)' \quad [II.8]$$

siendo $\nabla f(\cdot)$ la función gradiente de $f(\cdot)$.

Una vez estimados los dos componentes de la volatilidad para los dos subperíodos de la muestra objeto de contraste (θ_1 y θ_2), la hipótesis nula de ausencia de cambios se contrasta mediante el siguiente estadístico:

$$t = \frac{\hat{\theta}_2 - \hat{\theta}_1}{\sqrt{\hat{\sigma}_1^2 + \hat{\sigma}_2^2}} \quad [II.9]$$

cuya distribución asintótica es una $N(0, 1)$ bajo la hipótesis nula y suponiendo que los errores de estimación en los dos subperíodos están incorrelacionados.

Como estimación del vector de varianzas se utiliza la siguiente aproximación:

$$\hat{\sigma}_j^2 = \nabla f(\hat{\theta}_j)' \hat{V}_j \nabla f(\hat{\theta}_j) \quad j=1,2 \quad [II.10]$$

donde la estimación de \hat{V}_j es el inverso del hesiano de la función de verosimilitud.

En el cuadro II.4 aparecen los resultados de la estimación de la varianza incondicional y de sus componentes para las seis carteras básicas del análisis, distinguiendo antes y después de la aparición de los merca-

**CONTRASTE DE CAMBIOS EN LA VARIANZA INCONDICIONAL
Y EN SUS COMPONENTES**

Cartera	VOL1·10 ⁴			VOL2·10 ⁴			V·10 ⁴		
	Antes	Después	t	Antes	Después	t	Antes	Después	t
Ibex 35	0,84	0,81	-0,13 (0,90)	0,97	0,40	-1,65 (0,10)	1,81	1,21	-1,95 (0,05)
C1	0,86	0,87	0,06 (0,95)	0,74	0,46	-0,81 (0,42)	1,60	1,33	-0,92 (0,36)
C2	0,66	1,11	2,68 (0,01)	1,29	0,17	-3,65 (0,00)	1,96	1,28	-2,30 (0,02)
C3	0,74	1,06	1,40 (0,16)	1,69	0,55	-2,80 (0,01)	2,43	1,61	-2,12 (0,03)
C4	1,21	1,24	0,13 (0,90)	2,69	0,72	-3,51 (0,00)	3,90	1,96	-3,63 (0,00)
C5	1,79	1,76	-0,04 (0,97)	3,23	1,01	-2,49 (0,01)	5,02	2,77	-3,42 (0,00)
B1	0,93	0,98	0,35 (0,73)	0,91	0,37	-1,56 (0,12)	1,83	1,35	-1,50 (0,13)
B2	0,95	0,82	-0,49 (0,62)	1,52	0,72	-1,73 (0,08)	2,47	1,54	-2,42 (0,02)

VOL1 es la varianza del proceso de difusión (proceso de Wiener), VOL2 es la varianza asociada al proceso de salto y V es la suma de ambas. La carteras B1 y B2 se han construido con una muestra fija de valores y con ponderaciones iguales para todos, y agrupan exclusivamente a aquellos valores que han pertenecido al índice Ibex durante todo el período muestral. La B1 incluye a los valores que han pertenecido mayoritariamente a la cartera C1, y la cartera B2 incluye el resto. El tamaño de estas carteras es de 7 y de 16 valores, respectivamente. Para obtener información sobre la construcción de las demás carteras véanse los comentarios del cuadro II.1.

Antes: período anterior a la existencia del mercado de futuros (17.7.90-13.1.92).

Después: período posterior a la creación del mercado de futuros (14.1.92-31.12.94).

t: estadístico t del cambio en los parámetros entre el primer y segundo subperíodos. Entre paréntesis figura el p-valor del contraste.

dos de derivados. En primer lugar, se observa que la volatilidad total parece mostrar una relación inversa con el tamaño de las sociedades de los valores de la cartera. Por otra parte, se observa una caída de la varianza total entre los dos períodos del análisis. Dicha evolución afecta a todas las carteras, aunque su intensidad es claramente inferior para la cartera C1, que es la única que registra una variación no significativa a los niveles habituales.

El análisis por componentes revela que la reducción de la varianza es atribuible al componente de salto, el cual experimenta, con la excepción de la cartera C1, reducciones significativas. En cambio, el componente continuo experimenta variaciones que, con la excepción de la cartera C2, no resultan ser significativamente diferentes de cero. El signo de

las variaciones de este componente es positivo para todas las carteras, con excepción de la C5.

Los resultados anteriores apuntan a la existencia de un comportamiento diferencial entre la cartera C1 y el resto, por lo que se refiere a la evolución de la varianza del componente de salto. Este comportamiento diferencial podría explicarse bien por la existencia de un cambio estructural que afecta a los valores de las sociedades de menor tamaño, los pertenecientes a las carteras C2 a C5, o bien por los cambios en la composición de estas cuatro carteras. En este sentido, debe advertirse que mientras que la composición de la cartera C1 es prácticamente fija, las otras carteras muestran una composición relativamente variable en el tiempo. Como ilustración de esta característica puede observarse que el número de valores diferentes que han formado parte de la cartera C1 es de 8, mientras que ese importe asciende a un rango comprendido entre 14 y 24 para el resto de las carteras (16).

Para contrastar la robustez de los resultados anteriores a la composición de las carteras se estiman las varianzas incondicionales de las carteras B1 y B2, construidas ambas con una composición fija de valores. La primera incluye los valores que han pertenecido durante la mayor parte del período de análisis a la cartera C1, mientras que la segunda incluye el resto. Los resultados de esta última cartera aportan evidencia sobre cuál de las dos hipótesis enunciadas en el párrafo anterior explica el cambio en la varianza de las carteras C2 a C5. Según se observa en las dos últimas filas del cuadro II.4, la evolución de las varianzas de las carteras B1 y B2 coinciden, respectivamente, con la que se había encontrado con las carteras C1, por un lado, y las carteras C2 a C5, por otro. Es decir, que la varianza de la cartera B1 experimenta una variación no significativa, mientras que la varianza incondicional de la cartera B2 se reduce significativamente, efecto que es atribuible al componente de salto.

El ejercicio anterior muestra que los resultados que se habían encontrado en relación con la evolución de las varianzas no se explican por los cambios en la composición de las carteras. Por lo tanto, se puede concluir que se ha encontrado evidencia de un cambio estructural en la varianza del componente salto, que afecta a las carteras formadas por las sociedades de menor tamaño, mientras que la varianza de dicho componente para la cartera formada por las sociedades de mayor tamaño no ha experimentado variaciones significativas tras la aparición de los derivados.

Para interpretar los resultados anteriores en términos del impacto de los derivados es preciso establecer hipótesis sobre cuál de los dos componentes es más probable que se vea afectado por la introducción de

(16) Véase el apéndice II.A.

estos. El componente afectado sería el del salto, si se piensa que los efectos desestabilizadores aparecen esporádicamente, aunque en forma de movimientos bruscos de los precios. En cambio, el componente afectado sería el continuo si se piensa que aquellos efectos se manifiestan con mayor frecuencia pero con movimientos continuos en los precios (17). En cualquier caso, podría pensarse que el componente salto recoge la «volatilidad episódica» ligada a algunos episodios caracterizados por movimientos bruscos de los precios, mientras que el componente continuo captura la «volatilidad normal».

En nuestros resultados, la caída de la volatilidad del componente salto se puede explicar por la menor frecuencia de sucesos ligados a noticias durante la segunda parte de la muestra en comparación con la primera. En este sentido, debe recordarse que durante la primera submuestra se produjeron algunos sucesos internacionales con un gran impacto en la mayoría de los mercados internacionales. En la medida en que la menor frecuencia de este tipo de sucesos no está relacionada con la existencia de los mercados de derivados, podría pensarse que el componente que reflejaría con mayor probabilidad el impacto de los derivados es el continuo. Bajo esta interpretación, la evidencia encontrada es favorable a la inexistencia de efectos significativos sobre la volatilidad. En este sentido, la evolución diferencial de las varianzas del componente salto para los dos grupos de carteras podría reflejar diferentes comportamientos sectoriales.

II.6.3. La varianza condicional

II.6.3.1. Modelización de la varianza condicional

La varianza condicional de los rendimientos de los activos financieros se estima habitualmente a partir de los modelos de la familia GARCH. En el modelo ARCH (p), propuesto originalmente por Engle (1982), la varianza condicional de las innovaciones en los rendimientos se escribe como una función lineal de p retardos del cuadrado de dichos rendimientos. Posteriormente, Bollerslev (1986) introdujo el modelo GARCH (p, q), donde la varianza condicional se escribe como una función lineal de p retardos del cuadrado de las innovaciones en los rendimientos y de q retardos de la varianza condicional.

(17) En algunos trabajos de la literatura se investiga si a raíz de la introducción de los derivados se ha incrementado la frecuencia de saltos en los precios. Sin embargo, la relevancia de dicha hipótesis no se apoya tanto en argumentos teóricos como en el hecho de que la preocupación de los derivados ha surgido tras algunos episodios de movimientos bruscos de los precios.

Empíricamente, los modelos GARCH han funcionado muy bien, siendo el GARCH (1, 1) uno de los más utilizados. Sin embargo, estos modelos no recogen algunas de las características que se observan en algunas series de rendimientos, como, por ejemplo, la existencia de un efecto asimétrico de las perturbaciones sobre varianza condicional, que consiste en que el impacto de las perturbaciones negativas es mayor que el de las positivas. Uno de los modelos que recogen dicho efecto es el conocido como EGARCH, que fue propuesto por Nelson (1991), donde el logaritmo de la varianza condicional se escribe como una función lineal de un retardo de esta, de la innovación del rendimiento normalizado por el error estándar condicional y del valor absoluto del término anterior. No obstante, el modelo EGARCH suele ser demasiado sensible a la existencia de observaciones extremas.

Otro modelo que recoge el efecto asimétrico es el propuesto por Glosten, Jagannathan y Runkle (1993) (GJR, en adelante), que generaliza el modelo GARCH (1, 1) incluyendo un nuevo término. Este modelo se formula de la siguiente forma:

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1} \quad [II.11]$$

donde h_t es la varianza condicional de las innovaciones en los rendimientos en t , ε_{t-1}^2 es el cuadrado de dichos rendimientos en $t-1$ y S_{t-1}^- es una variable cualitativa que toma el valor nulo cuando ε_{t-1} es positivo o cero y valor unitario en otro caso. En este modelo el coeficiente β_1 recoge el efecto asimétrico.

Además de los modelos asimétricos, en la literatura se han desarrollado otros modelos que permiten una relación no lineal entre la varianza y sus determinantes. Recientemente, Hentschel (1995) mostró que la mayoría de estos modelos formaban parte de una familia, de manera que cada uno ellos era un caso particular de un modelo más general.

Los modelos de la familia GARCH se han venido estimando mayoritariamente, suponiendo que los rendimientos condicionados siguen una distribución normal. Sin embargo, la evidencia empírica muestra que este supuesto no se suele satisfacer, ya que estos exhiben leptocurtosis. La evidencia disponible para el índice Ibex 35 parece confirmar este resultado [León y Mora (1996)]. Para recoger dicha característica de los datos, algunos autores, como Nelson (1991) y León y Mora (1996), han utilizado funciones de distribución leptocúrticas como la t de Student o la exponencial generalizada.

La elección del modelo de referencia que se utiliza en las estimaciones de este trabajo se realiza a partir de la comparación de los siguientes modelos alternativos: ARCH (1), ARCH (2), GARCH (1, 1) y el

MODELIZACIONES ALTERNATIVAS DE LA VARIANZA CONDICIONAL

<i>Modelo</i>	<i>Distribución</i>	l_{MV}	<i>CIS</i>
ARCH (1)	Normal	3.410,4	3.403,4
ARCH (2)	Normal	3.420,6	3.410,1
GARCH (1,1)	Normal	3.439,9	3.425,9
GJR	Normal	3.450,4	3.432,9
ARCH (1)	t de Student	3.467,7	3.457,2
ARCH (2)	t de Student	3.473,8	3.459,8
GARCH (1,1)	t de Student	3.490,1	3.472,6
GJR	t de Student	3.494,7	3.473,6

En las diferentes modelizaciones se toman los residuos que se obtienen de la estimación de la ecuación de la media de los rendimientos de la cartera Ibex 35.

l_{MV} : logaritmo del valor máximo de la función de verosimilitud.

CIS es el criterio de información de Schwarz, que se calcula como $CIS = l_{MV} - [q/2 \ln(T)]$, donde l_{MV} es el valor del logaritmo de la función de verosimilitud evaluada en los parámetros estimados, q es el número de parámetros estimados y T el número de observaciones.

GJR es modelo asimétrico propuesto por Glosten, Jagannathan y Runkle (1993). El valor inicial de la varianza condicional se estima como un parámetro más del modelo.

modelo de GJR. Para cada uno de estos modelos se han probado dos distribuciones diferentes: la normal y la t de Student. Las innovaciones de los rendimientos se toman de los residuos del modelo de la media de la cartera Ibex 35. La elección del mejor modelo se realiza tomando aquel que maximiza el criterio de información de Schwarz (CIS), que se define como $CIS = \ln(L_{MV}) - [q/2 \ln(T)]$, donde L_{MV} es el valor de la función de verosimilitud evaluada en los parámetros estimados, q es el número de parámetros y T el número de observaciones.

En el cuadro II.5 se muestra el valor máximo del logaritmo de la función de verosimilitud y el CIS de los diferentes modelos estimados. Según el CIS, el mejor modelo es el de GJR con distribución t.

II.6.3.2. Cambios en la varianza condicional tras la aparición del mercado de derivados

En el cuadro II.6 aparecen los resultados de la estimación del modelo GJR con distribución t para las seis carteras básicas del análisis. Igualmente, aparecen algunos contrastes de especificación. El valor inicial de la varianza condicional, que se ha estimado como un parámetro más del modelo, no se ofrece, dada la escasa relevancia del mismo.

Además del estadístico de Ljung-Box para el cuadrado de los residuos normalizados, habitualmente utilizado para el contraste de especi-

ESTIMACIÓN DEL MODELO GJR

Parámetro/Contraste	Ibex 35	C1	C2	C3	C4	C5
$10^4 \omega_0$	0,102 (0,033)	0,126 (0,043)	0,111 (0,035)	0,084 (0,026)	0,133 (0,042)	0,300 (0,089)
ω_1	0,068 (0,032)	0,049 (0,029)	0,098 (0,034)	0,121 (0,036)	0,089 (0,033)	0,071 (0,031)
	0,115 (0,045)	0,123 (0,047)	0,118 (0,049)	0,084 (0,045)	0,077 (0,041)	0,178 (0,057)
	0,800 (0,046)	0,798 (0,051)	0,776 (0,045)	0,796 (0,034)	0,819 (0,038)	0,752 (0,050)
ν	7,530 (1,017)	7,029 (0,991)	6,109 (0,845)	6,520 (0,856)	6,190 (0,804)	7,319 (1,136)
l	3.494,7	3.468,4	3.461,5	3.394,8	3.202,1	2.996,3
Q2(10)	2,19 (0,99)	4,74 (0,91)	1,84 (1,00)	0,90 (1,00)	2,00 (0,99)	1,63 (1,00)
S	-0,11 (0,91)	-0,04 (0,97)	0,27 (0,79)	0,76 (0,45)	0,59 (0,56)	0,80 (0,42)
P	-0,16 (0,87)	0,20 (0,84)	-0,19 (0,85)	-0,31 (0,76)	0,04 (0,97)	-0,03 (0,98)
N	0,14 (0,89)	0,47 (0,64)	0,02 (0,98)	-0,02 (0,98)	-0,35 (0,73)	-0,38 (0,70)

El modelo estimado es el siguiente: $r_{it} = \omega_0 + \omega_1 S_{it-1}^2 + \omega_2 S_{it-1}^- + \omega_3 h_{it-1} + \epsilon_{it}$, donde ϵ_{it} es la innovación en el rendimiento de la cartera i en $t-1$, S_{it-1}^- es una variable cualitativa que toma el valor nulo cuando ϵ_{it-1} es positivo o nulo y valor unitario en otro caso y $t_\nu(0, h_{it})$ es la distribución t de Student con ν grados de libertad con media cero y varianza h_{it} . Las innovaciones en los rendimientos se toman de los residuos de la ecuación de la media. El valor inicial de la varianza condicional se estima como un parámetro más del modelo.

Para obtener información sobre la construcción de las carteras véanse los comentarios del cuadro II.1.

l es el logaritmo del valor máximo de la función de verosimilitud, Q2(10) es el estadístico de Ljung-Box para 10 retardos para las innovaciones al cuadrado, su distribución es una χ^2 con diez grados de libertad. S, P y N son, respectivamente, los contrastes de asimetría, no linealidad positiva y no linealidad negativa propuestos por Engle y Ng (1994), su distribución bajo la hipótesis de ausencia de tales efectos es una t de Student.

Entre paréntesis figura el error estándar en el caso de los parámetros y el p -valor en el caso de los contrastes.

cación de los modelos de varianzas condicionales, se añaden los tres estadísticos propuestos por Engle y Ng (1993), los cuales tienen, según estos autores, mayor poder en la detección de especificaciones erróneas relacionadas con los efectos asimétricos. Estos contrastes son: el de asimetría, el de no linealidad positiva y el de no linealidad negativa, y se definen, respectivamente, como el estadístico t del coeficiente de la regresión del cuadrado de los residuos normalizados sobre la variable cualitativa S_{it-1}^- , sobre el producto $(1 - S_{it-1}^-) \epsilon_{it-1}$, y sobre el producto $S_{it-1}^- \epsilon_{it-1}$.

t_{it-1} . La distribución de estos tres contrastes es una *t* de Student. Los resultados de los contrastes parecen indicar que los modelos están correctamente especificados, ya que ninguno de ellos es significativo a los niveles de significación habituales.

En cuanto a las estimaciones, una característica destacable es que el parámetro que captura el efecto asimétrico (γ) no solo es, al menos al 10 %, significativo para todas las carteras estimadas, sino que, en la mayoría de los casos, es incluso superior al parámetro que captura el efecto de las perturbaciones positivas (α_1). Esta característica pone de manifiesto la importancia que parece tener el efecto asimétrico en el mercado español de renta variable.

En el gráfico II.2 se representan las estimaciones diarias de las volatilidades obtenidas con el modelo anterior para cada una de las carteras objeto de análisis. Dichas estimaciones presentan algunas características comunes en todas las carteras. Así, se aprecia una elevada variabilidad temporal de las estimaciones, junto con la existencia de algunos episodios breves durante los cuales la volatilidad registra valores extremos. Dichos episodios se pueden identificar con la aparición de algunos sucesos. Durante el período anterior a la introducción del mercado de derivados los tres episodios de volatilidad más importantes coinciden con la invasión iraquí de Kuwait en agosto de 1990, con el inicio de la guerra del Golfo en enero de 1991 y con el intento de golpe de estado en Rusia en agosto de 1991. Durante el período posterior a la creación de aquel mercado, el único episodio de volatilidad destacable es el que se produjo durante el verano de 1992 como consecuencia de la crisis del SME.

Gráficamente no se aprecia ninguna tendencia definida con claridad en la volatilidad tras la aparición del mercado de derivados. Así pues, el análisis de los cambios en la volatilidad entre esos dos períodos debe de estudiarse más formalmente. Con este fin se estudia, en primer lugar, si se ha producido algún cambio estructural en la estimación de los parámetros del modelo tras la aparición del mercado de derivados. Ya se ha discutido anteriormente la dificultad de identificar los posibles cambios encontrados con la creación de aquel mercado. Sin embargo, los resultados de este análisis pueden ser interesantes para conocer las características del proceso que sigue la volatilidad en los dos subperíodos y, especialmente, la posible existencia de comportamientos diferenciales por carteras.

En el cuadro II.7 se muestran los resultados de la estimación del modelo GJR para cada una de las carteras del análisis, distinguiendo los dos subperíodos relevantes (antes y después de la aparición del mercado de derivados). Tal como puede observarse, la dirección del cambio en

VOLATILIDAD ESTIMADA DE LAS SEIS CARTERAS (a)

(a) Estos gráficos representan la volatilidad (varianza condicional) que se estima con el modelo GJR. La línea vertical corresponde a la fecha en la que empezó a operar el mercado de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35 (14.1.92).

ESTIMACIÓN DEL MODELO GJR EN DOS SUBPERÍODOS

Parámetro/ Contraste	Ibex 35		C1		C2		C3		C4		C5	
	Antes	Después	Antes	Después	Antes	Después	Antes	Después	Antes	Después	Antes	Después
$10^4 \sigma_0$	0,145 (0,068)	0,097 (0,047)	0,216 (0,105)	0,142 (0,062)	0,157 (0,072)	0,019 (0,012)	0,230 (0,092)	0,015 (0,009)	0,150 (0,083)	0,079 (0,041)	0,282 (0,148)	0,242 (0,112)
σ_1	0,140 (0,083)	0,041 (0,032)	0,094 (0,075)	0,036 (0,032)	0,194 (0,100)	0,037 (0,017)	0,259 (0,123)	0,050 (0,023)	0,102 (0,064)	0,068 (0,033)	0,131 (0,077)	0,039 (0,028)
	0,114 (0,105)	0,113 (0,051)	0,123 (0,107)	0,138 (0,061)	0,119 (0,123)	0,045 (0,025)	0,097 (0,142)	0,047 (0,026)	0,163 (0,088)	0,022 (0,036)	0,202 (0,104)	0,129 (0,065)
	0,721 (0,082)	0,822 (0,065)	0,695 (0,106)	0,787 (0,074)	0,695 (0,085)	0,929 (0,022)	0,631 (0,083)	0,920 (0,018)	0,796 (0,059)	0,879 (0,043)	0,736 (0,078)	0,810 (0,066)
ν	5,031 (0,865)	12,821 (4,277)	4,943 (0,902)	10,281 (2,622)	4,033 (0,708)	9,606 (3,889)	4,137 (0,725)	13,519 (6,752)	4,376 (0,850)	8,507 (1,676)	5,608 (1,230)	9,517 (2,481)
10^4VIN	1,766	1,210	1,444	1,322	3,026	1,653	3,778	2,414	7,715	1,879	8,837	2,797
LR	7,35	(0,29)	5,82	(0,44)	11,91	(0,07)	21,85	(0,00)	7,47	(0,28)	7,97	(0,24)

El modelo estimado es el siguiente: $r_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 S_{it-1}^2 + S_{it-1}^2 + h_{it-1}$, donde r_{it} es la innovación en el rendimiento de la cartera i en $t-1$, S_{it-1}^2 es una variable cualitativa que toma el valor nulo cuando r_{it-1} es positivo o nulo y valor unitario en otro caso y $t_v(0, h_{it})$ es la distribución t de Student con ν grados de libertad con media cero y varianza h_{it} . Las innovaciones en los rendimientos se toman de los residuos de la ecuación de la media.

Para obtener información sobre la construcción de las carteras véanse los comentarios del cuadro II.1. El valor inicial de la varianza condicional se estima como un parámetro más del modelo.

Antes: período anterior a la existencia del mercado de futuros (17.7.90-13.1.92); después: período posterior a la creación del mercado de futuros (14.1.92-31.12.94).

VIN es la varianza incondicional, que se obtiene a partir de los parámetros estimados como $VI = (\sigma_0 / (1 - \sigma_1 - 0,5 \sigma_2))$. LR es el contraste de cambio estructural $LR = 2[(l_1 + l_2) - l_T]$, donde l_1 , l_2 y l_T son los valores máximos del logaritmo de la función de verosimilitud de los dos subperíodos de la muestra y de la muestra completa, respectivamente, su distribución asintótica es una χ^2 con 6 grados de libertad. Entre paréntesis figura el error estándar en el caso de los parámetros y el p-valor en el caso del contraste LR.

los coeficientes entre los dos períodos es muy similar en todas las carteras. No obstante, la hipótesis de cambio estructural se rechaza para la mayoría de las carteras, con la excepción de la cartera C3 (al 5 %) y la cartera C2 (al 10 %). El contraste de cambio estructural que se utiliza es el de razón de verosimilitudes $LR = 2 [l_1 + l_2 - l_T]$, donde l_1 , l_2 y l_T son, respectivamente, los valores máximos de la función de verosimilitud correspondientes a las estimaciones de los subperíodos 1 y 2 y del período completo. La distribución asintótica de este contraste bajo la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural es una χ^2 con 6 grados de libertad.

En cuanto a las variaciones de los parámetros entre los dos subperíodos, se detecta un aumento del parámetro que recoge los grados de libertad de la distribución t (ν). Es decir, que la distribución condicional de

los rendimientos es menos leptocúrtica durante el segundo subperíodo. Esta característica es, probablemente, un reflejo de la menor presencia de episodios de elevada volatilidad durante este subperíodo, en comparación con el primero.

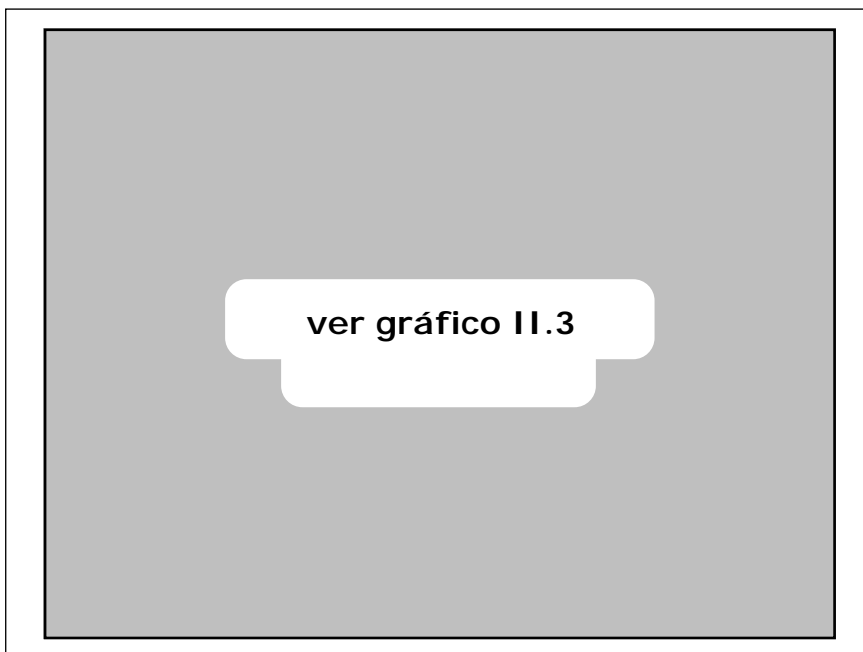
Por otra parte, se encuentra una reducción de los parámetros asociados a las noticias del período anterior, tanto las positivas (α_1) como las negativas ($\alpha_1 + \beta_1$), y un aumento del parámetro asociado a la volatilidad del período anterior (ω). Es decir, que durante el segundo subperíodo el impacto de las noticias sobre la volatilidad ha sido menor, pero más persistente. Este resultado va en la dirección contraria al encontrado por Lee y Ohk (1992) y Antoniou y Holmes (1995), para contratos de futuros sobre índices bursátiles, y por Ayuso y Núñez (1995), para el mercado español de deuda pública. Lee y Ohk (1992) y Antoniou y Holmes (1995) interpretaron sus resultados como evidencia favorable a la ganancia de eficiencia del mercado. En nuestro caso es difícil conocer si los cambios en los parámetros son atribuibles a la introducción del mercado de derivados, sobre todo si se tiene en cuenta la diferencia entre los dos períodos en cuanto a la presencia de episodios de volatilidad. De todas formas, la hipótesis de cambio estructural se rechaza para la mayoría de las carteras.

El efecto conjunto de todas las variaciones de los parámetros se traduce en una reducción de la volatilidad incondicional, estimada como $VIN = \omega / (1 - \alpha_1 - 0,5 - \beta_1)$. Es interesante comprobar que el comportamiento de estas estimaciones de la varianza incondicional respeta las principales características que se habían encontrado en el epígrafe anterior al estimar el modelo de difusión con saltos: una relación inversa entre la volatilidad y el tamaño de las sociedades que componen la cartera, y una menor caída de la volatilidad de la cartera C1 en relación con el resto.

II.6.3.3. Varianza condicional e importancia relativa de los derivados

Una aproximación mejor del efecto de los derivados se puede conseguir si, en el contexto de la modelización anterior, se permite que la variación de la volatilidad entre los dos períodos dependa de la importancia relativa del mercado de derivados. De esta manera, se podría aislar mejor el efecto imputable a los derivados. Siguiendo los trabajos de Ayuso y Núñez (1995) y de Ayuso *et al.* (1996), en este epígrafe se introduce el cociente de negociación derivados-contado retardado un período en una modelización GJR de la varianza condicional.

Antes de aplicar esta metodología es conveniente observar la evolución del cociente de negociación derivados-contado. En el gráfico II.3 se

RATIOS NEGOCIACIÓN DERIVADOS/CONTADO

(a) Se calcula como el cociente entre la negociación diaria con futuros y opciones y la negociación al contado de los 35 valores del Ibex 35.

(b) Se calcula, igualmente, como el cociente de negociación de aquellos mismos mercados, pero tomando la negociación acumulada en la sesión corriente y en las nueve anteriores.

representa la evolución de dicha variable, a la que se denominará *RATIO1*, donde el numerador es el valor monetario de los contratos negociados de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35 y el denominador es la contratación efectiva al contado de los valores incluidos en aquel índice. Tal como se aprecia en dicho gráfico, la variable *RATIO1* presenta una elevada variabilidad. En particular, se puede apreciar que dicha variable toma valor nulo en algunas observaciones, debido a que el mercado de derivados cierra por festivos en más ocasiones de lo que lo hace el de contado (18). Estas características parecen indicar que la variable *RATIO1* incorpora bastante ruido como medida de la importancia relativa del mercado de derivados.

Como variable alternativa de la importancia relativa del mercado de derivados se introduce la variable *RATIO2*, que se diferencia de la otra

(18) El calendario de festivos del mercado de derivados coincide con el de Madrid. En cambio, el mercado al contado suele permanecer abierto cuando no es festivo, al menos, en dos de las cuatro plazas bursátiles españolas.

por el hecho de que el numerador y denominador incluyen, además de la negociación del día, la correspondiente a las nueve sesiones anteriores. Tal como cabía esperar, la evolución de esta variable es mucho más estable (véase gráfico II.3). En particular, esta variable permite apreciar claramente la importancia relativa creciente del mercado de derivados de renta variable en España.

En el cuadro II.8 aparecen los resultados que se obtienen al incluir las dos variables anteriores en el modelo de GJR. En la parte superior del cuadro, la variable introducida es *RATIO1*, mientras los resultados con la variable *RATIO2* aparecen en la parte inferior. Los contrastes de significatividad del coeficiente correspondiente a la nueva variable introducida son el estadístico t y el contraste LR de razón de verosimilitudes.

Las estimaciones de los coeficientes propios del modelo GJR son, en las dos modelizaciones, muy similares a las que se habían encontrado previamente. Por otra parte, el coeficiente de la variable *RATIO1* presenta un signo positivo para la cartera Ibex 35 y para las tres que incluyen a las sociedades de mayor tamaño (C1 a C3), y negativo para las dos carteras formadas por sociedades de menor tamaño. Sin embargo, dicho coeficiente solo es significativo al 10 % para la cartera C1 utilizando el estadístico t. Con el contraste LR la significatividad de los coeficientes tiende a aumentar, y se encuentra que es significativo al 5 % el de la cartera C1 y al 10 % los correspondientes a las cartera Ibex 35 y C3.

Estos resultados son parecidos a los encontrados por Ayuso *et al.* (1996), quienes documentan un coeficiente positivo y no significativo, ya que ellos solamente utilizan el índice Ibex 35 y el contraste de significatividad seguido es el estadístico t (19).

Los resultados con la variable *RATIO2* muestran un aumento en el coeficiente de esta variable en comparación con la variable *RATIO1*, que llevan a que este cambie de signo en la cartera C4, así como un aumento de su significatividad. Con el estadístico t los coeficientes de la cartera Ibex 35 y de las tres mayores son todos significativos, al menos, al 10 %. Con el contraste LR la significatividad de aquellos coeficientes se verifica en todos los casos al 5 %. El coeficiente de las otras dos carteras sigue siendo no significativo.

La relación directa que se acaba de documentar entre la importancia relativa de los derivados y la volatilidad del contado se puede interpretar como evidencia favorable al efecto desestabilizador de los derivados.

(19) Otras diferencias entre el modelo estimado en este capítulo y el de Ayuso *et al.* (1996) es que ellos utilizan una distribución normal y un modelo GARCH (1, 1), mientras que aquí se ha utilizado una distribución t y el modelo GJR.

INTRODUCCIÓN DE LAS VARIABLES *RATIO1* Y *RATIO2* EN EL MODELO GJR

Parámetro/Contraste	Ibex 35	C1	C2	C3	C4	C5
A: Variable <i>RATIO1</i>						
$10^4 \mu_0$	0,087 (0,031)	0,114 (0,041)	0,095 (0,032)	0,071 (0,026)	0,146 (0,049)	0,353 (0,108)
μ_1	0,069 (0,031)	0,050 (0,029)	0,098 (0,034)	0,124 (0,037)	0,089 (0,034)	0,072 (0,032)
	0,104 (0,043)	0,112 (0,046)	0,103 (0,047)	0,077 (0,045)	0,080 (0,042)	0,183 (0,058)
	0,799 (0,046)	0,790 (0,052)	0,779 (0,045)	0,790 (0,034)	0,816 (0,039)	0,747 (0,052)
ν	7,378 (0,983)	6,875 (0,948)	6,012 (0,822)	6,349 (0,826)	6,231 (0,826)	7,502 (1,226)
$10^4 \mu$	0,028 (0,020)	0,040 (0,024)	0,029 (0,023)	0,032 (0,021)	-0,010 (0,024)	-0,045 (0,040)
t	1,39 (0,17)	1,65 (0,10)	1,26 (0,21)	1,49 (0,14)	-0,42 (0,68)	-1,10 (0,27)
LR	2,98 (0,08)	4,58 (0,03)	2,16 (0,14)	3,26 (0,07)	0,22 (0,64)	1,21 (0,27)
B: Variable <i>RATIO2</i>						
$10^4 \mu_0$	0,084 (0,030)	0,117 (0,040)	0,086 (0,030)	0,067 (0,024)	0,116 (0,042)	0,301 (0,104)
μ_1	0,069 (0,030)	0,052 (0,029)	0,094 (0,032)	0,120 (0,035)	0,082 (0,031)	0,069 (0,030)
	0,083 (0,043)	0,096 (0,047)	0,075 (0,045)	0,062 (0,044)	0,057 (0,038)	0,151 (0,056)
	0,802 (0,047)	0,781 (0,054)	0,788 (0,044)	0,800 (0,033)	0,837 (0,036)	0,772 (0,051)
ν	7,845 (1,024)	7,410 (1,013)	6,254 (0,840)	6,501 (0,831)	6,411 (0,837)	7,683 (1,252)
$10^4 \mu$	0,038 (0,020)	0,052 (0,026)	0,043 (0,023)	0,035 (0,021)	0,002 (0,021)	-0,033 (0,041)
t	1,84 (0,07)	2,03 (0,04)	1,87 (0,06)	1,69 (0,09)	0,10 (0,92)	-0,79 (0,43)
LR	5,54 (0,02)	7,31 (0,01)	5,37 (0,02)	3,96 (0,05)	0,01 (0,91)	0,70 (0,40)

El modelo estimado es el siguiente: $r_{it} | \mathcal{F}_{t-1} \sim t_{\nu}(0, h_{it})$; $h_{it} = \mu_0 + \mu_1 S_{it-1}^2 + S_{it-1}^2 + h_{it-1} + \mu \text{VAR}_{it-1}$, donde r_{it} es la innovación en el rendimiento de la cartera i en t , S_{it-1}^2 es una variable cualitativa que toma el valor nulo cuando r_{it-1} es positivo o nulo y valor unitario en otro caso, VAR es una de las siguientes variables exógenas: *RATIO1* (cociente entre el volumen de derivados y el de contado), *RATIO2* (cociente de los volúmenes derivado-contado acumulados durante la sesión corriente y las nueve sesiones anteriores). Las innovaciones en los rendimientos se toman de los residuos de la ecuación de la media y $t_{\nu}(0, h_{it})$ es la distribución t de Student con ν grados de libertad con media cero y varianza h_{it} . El valor inicial de la varianza condicional se estima como un parámetro más del modelo.

Para obtener información sobre la construcción de las carteras véanse los comentarios del cuadro 1.

t es el estadístico t del parámetro μ , y LR es el contraste de razón de verosimilitudes $LR=2[\ln l_{sr} - \ln l_r]$, donde l_{sr} y l_r son, respectivamente, los logaritmos del valor máximo de las funciones de verosimilitud del modelo sin restringir y del modelo restringido (hipótesis nula: $\mu = 0$), su distribución asintótica bajo la hipótesis nula es una χ^2 con 1 grado de libertad. Entre paréntesis figura el error estándar para los parámetros estimados y el p -valor para los contrastes.

Dicha relación solo parece verificarse para los valores con mayor ponderación en el índice y aparece más claramente cuando se utiliza una medida de la importancia de los derivados que incorpora menos ruido. La importancia de este efecto puede cuantificarse calculando el porcentaje medio de la volatilidad que se explica por la variable *RATIO2*. Este ejercicio produce el siguiente resultado: 3,2 % para la cartera Ibex 35, 4 % para la cartera C1, 3,4 % para la cartera C2 y 2,7 % para la cartera C3. El hecho de que exista un patrón de la importancia de dicho efecto en función de la ponderación de los valores en el índice —es decreciente para las tres primeras carteras y no aparece en las otras dos— es coherente con la hipótesis de que la desestabilización afecta más a los valores con mayor ponderación en el índice y, por tanto, refuerza los resultados. En cualquier caso, los porcentajes anteriores muestran que este efecto es cuantitativamente muy poco relevante.

Dada la importancia de estos resultados, se estudia a continuación la sensibilidad de los mismos frente a algunas modificaciones. Este análisis de sensibilidad consiste, primeramente, en la reestimación del modelo GJR con la variable *RATIO2* para diferentes carteras y períodos. Los resultados de este ejercicio aparecen en las ocho primeras filas del cuadro II.9, donde se muestra el coeficiente de la variable *RATIO2* y los dos contrastes de significatividad utilizados previamente.

Las dos primeras filas del cuadro II.9 recogen los resultados de la estimación con las carteras G1 y G2. Recuérdese que estas carteras se caracterizan por tener una composición fija y una ponderación constante e igual para todos los valores, la primera incluye los valores que han formado parte de las carteras C1 a C3 durante la mayor parte del período de análisis y la cartera G2 el resto. Los resultados de este análisis no alteran las conclusiones anteriores, ya que se mantiene un efecto positivo y significativo de la importancia relativa de los derivados sobre la volatilidad del contado de los valores de mayor capitalización (cartera G1), y un efecto no significativo para los valores de menor capitalización (cartera G2). Es decir, que los resultados que se habían documentado no se explican por los cambios en la composición de las carteras o en las ponderaciones.

Las filas tercera a octava del cuadro II.9 recogen la estimación del coeficiente *RATIO2* para las seis carteras básicas del análisis en el período de existencia del mercado de derivados. En las carteras Ibex 35 y C1 el coeficiente mantiene su signo y su significatividad, pero en las carteras C2 y C3 el coeficiente, aunque sigue siendo positivo, pasa a ser no significativo. Asimismo, en las dos carteras de menor tamaño el coeficiente sigue siendo no significativo. Estos resultados indican que los resultados que se habían encontrado para las carteras C2 y C3 son sensibles al período elegido.

**INTRODUCCIÓN DE LA VARIABLE *RATIO2* EN EL MODELO GJR.
ROBUSTEZ DE LOS RESULTADOS**

<i>Cartera</i>	<i>Período</i>	<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i> × 10 ⁴ (<i>error estándar</i> × 10 ⁴)		<i>t</i> (<i>p valor</i>)		<i>LR</i> (<i>p valor</i>)	
G1	Completo	<i>RATIO2</i>	0,042	(0,022)	1,90	(0,06)	5,68	(0,02)
G2	Completo	<i>RATIO2</i>	0,022	(0,026)	0,83	(0,41)	0,72	(0,40)
Ibex 35	Después	<i>RATIO2</i>	0,077	(0,042)	1,86	(0,06)	6,32	(0,01)
C1	Después	<i>RATIO2</i>	0,164	(0,076)	2,16	(0,03)	10,38	(0,00)
C2	Después	<i>RATIO2</i>	0,032	(0,025)	1,28	(0,20)	2,30	(0,13)
C3	Después	<i>RATIO2</i>	0,015	(0,012)	1,25	(0,21)	1,82	(0,18)
C4	Después	<i>RATIO2</i>	-0,001	(0,019)	-0,06	(0,95)	0,00	(0,94)
C5	Después	<i>RATIO2</i>	-0,050	(0,043)	-1,15	(0,25)	1,60	(0,21)
Ibex 35	Completo	VIB	0,019	(0,016)	1,17	(0,24)	2,19	(0,14)
C1	Completo	VC1	0,015	(0,044)	0,35	(0,73)	0,12	(0,73)
C2	Completo	VC2	0,071	(0,047)	1,51	(0,13)	2,25	(0,13)
C3	Completo	VC3	0,085	(0,046)	1,88	(0,06)	4,56	(0,03)

En este cuadro se ofrecen los resultados de la estimación del siguiente modelo:

$$r_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 r_{it-1} + \alpha_2 S_{it-1}^2 + \alpha_3 h_{it-1} + \mu VAR_{it-1} + \varepsilon_{it}$$
 donde ε_{it} es la innovación en el rendimiento de la cartera i en t , S_{it-1}^2 es una variable cualitativa que toma el valor nulo cuando ε_{it-1} es positivo o nulo y valor unitario en otro caso, y VAR es la variable exógena que varía según el modelo estimado. Entre las variables exógenas que se han introducido se encuentran: *RATIO2* (cociente entre los volúmenes de negociación, acumulados durante las últimas 10 sesiones, derivado-contado), VIB (volumen de los 35 valores del índice Ibex 35 durante las últimas 10 sesiones), VC1 (volumen de los valores de la cartera C1 durante las últimas 10 sesiones), VC2 (volumen de los valores de la cartera C2 durante las últimas 10 sesiones) y VC3 (volumen de los valores de la cartera C3 durante las últimas 10 sesiones). El valor inicial de la varianza condicional se estima como un parámetro más del modelo.

Las carteras G1 y G2 se han construido con composición fija y con igual ponderación para todos los valores. En ambas carteras solo se incluyen aquellos valores que han pertenecido al índice Ibex 35 durante toda la muestra. En la cartera G1 se han agrupado los valores que han formado parte de las carteras C1 a C3 durante la mayor parte de la muestra, mientras que en la cartera G2 se han agrupado al resto. Para obtener información sobre la construcción del resto de las carteras véanse los comentarios del cuadro 1.

t es el estadístico t del parámetro μ , y LR es el contraste de razón de verosimilitudes $LR = 2[l_{sr} - l_r]$, donde l_{sr} y l_r son, respectivamente, los logaritmos del valor máximo de las funciones de verosimilitud del modelo sin restringir y del modelo restringido (hipótesis nula: $\mu = 0$), su distribución asintótica bajo la hipótesis nula es una χ^2 con 1 grado de libertad.

Finalmente, el análisis de sensibilidad se completa con la estimación del modelo de GJR sustituyendo la variable *RATIO2* por el volumen acumulado durante las 10 últimas sesiones de la cartera objeto de análisis. Este ejercicio se realiza con aquellas carteras para las cuales la variable *RATIO2* era significativa. Con este análisis se pretende estudiar si la significatividad de la variable *RATIO2* está recogiendo un posible efecto del volumen pasado de la cartera sobre la volatilidad de los rendimientos de esta. Los resultados pueden verse en las cuatro últimas filas del cuadro II.9. Con la excepción de la cartera C3 se encuentra que el volumen pasado de las carteras no explica la volatilidad de sus rendimientos. Es de-

cir, que la significatividad de la variable *RATIO2* no es, en la mayoría de los casos, atribuible a un efecto del volumen.

En resumen, en este epígrafe se ha encontrado evidencia favorable a la existencia de una relación directa entre la importancia relativa del mercado de derivados y la volatilidad del mercado al contado de los valores con mayor ponderación en el índice Ibex 35. Dicha relación no es atribuible a los cambios en la composición de las diferentes carteras utilizadas ni, para la mayoría de las carteras, a la existencia de un efecto volumen y, para las carteras Ibex 35 y C1, el efecto se mantiene para la submuestra posterior a la creación del mercado de derivados. Sin embargo, este efecto, aunque significativo desde un punto de vista estadístico, no lo es desde el punto de vista económico, ya que explica una proporción muy pequeña de la volatilidad.

II.6.4. La volatilidad intradía

II.6.4.1. Definición de volatilidad intradía

La volatilidad intradía se define como:

$$VI_t = \frac{[\text{Ln}(\text{MAX}_t) - \text{Ln}(\text{MIN}_t)]^2}{4 \text{Ln}(2)} \quad [\text{II.12}]$$

donde MAX_t y MIN_t son, respectivamente, los valores máximo y mínimo del índice Ibex 35 durante la sesión t , y Ln es el operador logaritmo neperiano.

Desafortunadamente, los precios máximos y mínimos no están disponibles para las diferentes carteras que se han venido utilizando en este capítulo, por lo que en esta sección se abandona el análisis por carteras. Otro aspecto a tener en cuenta en comparación con el trabajo anterior es que el período muestral que se utiliza ahora es un poco más breve, ya que no incluye los tres primeros meses de la muestra al no estar disponible la información sobre precios máximos y mínimos.

En el gráfico II.4 se representa la evolución temporal de la volatilidad intradía. El aspecto temporal de esta variable es bastante similar al que muestra la estimación de la varianza condicional del modelo GJR: elevada variabilidad de la volatilidad y existencia de breves episodios de volatilidad extrema. Asimismo, se encuentra que estos episodios parecen haber tenido mayor importancia durante el período anterior a la aparición del mercado de derivados.

VOLATILIDAD INTRADÍA ($\times 10^4$) (a)

(a) La volatilidad intradía se define como $[\ln(\text{MAX}) - \ln(\text{MIN})]^2 / [4\ln(2)]$, donde MAX y MIN son, respectivamente, el valor máximo y mínimo diario del índice Ibex 35. La línea vertical corresponde a la fecha en la que empezó a operar el mercado de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35 (14.1.92).

II.6.4.2. Cambios en la volatilidad intradía tras la aparición del mercado de derivados

La variación de la volatilidad intradía tras la aparición de los derivados se estudia mediante la estimación de una regresión de dicha variable sobre varios retardos de esta y sobre una variable cualitativa indicativa del período (anterior o posterior a la aparición del mercado de derivados). El número de retardos se ha elegido según el contraste de razón de verosimilitudes. El modelo finalmente estimado es el siguiente:

$$VI_t = a + b_1 VI_{t-1} + b_2 VI_{t-2} + cDER_t + v_t \quad [II.13]$$

donde VI_t es la volatilidad intradía en la sesión t , DER_t es una variable cualitativa que toma valor unitario durante el período en el que estuvo funcionando el mercado de derivados y valor nulo anteriormente, y v_t es una variable aleatoria con las propiedades habituales. El parámetro c recoge las variaciones de la volatilidad intradía entre los dos subperíodos.

VOLATILIDAD INTRADÍA. ANÁLISIS ANTES Y DESPUÉS

<i>Parámetro</i>	<i>Estimación (error estándar)</i>	
a	$0,389 \times 10^{-4}$	$(0,114 \times 10^{-4})$
b ₁	0,115	(0,041)
b ₂	0,118	(0,030)
c	$0,829 \times 10^{-5}$	$(0,111 \times 10^{-4})$
<i>Contraste</i>	<i>Valor</i>	<i>(p-valor)</i>
t	0,75	(0,45)
LR	1,01	(0,31)
Q(10)	4,82	(0,90)

El modelo estimado es el siguiente: $VI_t = a + b_1 VI_{t-1} + b_2 VI_{t-2} + cDER_t + v_t$, donde VI_t es la volatilidad intradía en el período t estimada como $VI_t = [\ln(\text{MAX}_t) - \ln(\text{MIN}_t)]^2 / [4\ln(2)]$, siendo MAX_t y MIN_t los valores máximo y mínimo del índice Ibex 35, respectivamente, DER_t es una variable cualitativa que toma valor unitario a partir del 14.1.92, fecha en la que empezó a operar el mercado de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35, y v_t es una variable aleatoria con las propiedades habituales.

t es el estadístico t del parámetro c , y LR es el contraste de razón de verosimilitudes $LR = 2[\ln l_{sr} - \ln l_r]$, donde $\ln l_{sr}$ y $\ln l_r$ son, respectivamente, los logaritmos del valor máximo de las funciones de verosimilitud del modelo sin restringir y del modelo restringido (hipótesis nula: $c = 0$), su distribución asintótica bajo la hipótesis nula es una χ^2 con 1 grado de libertad. Errores estándar robustos a la heteroscedasticidad [White (1980)].

Q(10) es el contraste de autocorrelación de Ljung-Box de hasta orden 10, y su distribución es una χ^2 con 10 grados de libertad.

En el cuadro II.10 aparecen los resultados de la estimación de la ecuación [II.13]. Los signos positivos de los retardos de la variable endógena indican que esta medida de volatilidad presenta, al igual que la volatilidad calculada con precios de cierre, una cierta persistencia, en el sentido de que niveles altos de volatilidad tienden a ir seguidos de niveles altos y viceversa. Por otra parte, el coeficiente c presenta un signo positivo, aunque no es estadísticamente significativo a los niveles habituales. A esta conclusión se llega tanto si se utiliza el estadístico t como el contraste LR. Es decir, que la volatilidad intradía no parece haber experimentado una variación significativa tras la aparición del mercado de derivados.

II.6.4.3. Volatilidad intradía e importancia relativa de los derivados

Para aproximar mejor el efecto de los derivados sobre la volatilidad intradía se introducen en el modelo las variables que miden la importancia relativa de los derivados presentadas anteriormente: *RATIO1* y *RA - TIO2*. Los modelos estimados son los siguientes:

$$VI_T = a + b_1 VI_{t-1} + b_2 VI_{t-2} + cVAR_{t-1} + v_t \quad [II.14]$$

$$VAR = \{RATIO1, RATIO2\}$$

**VOLATILIDAD INTRADÍA.
INTRODUCCIÓN DE LAS VARIABLES *RATIO1* Y *RATIO2***

Parámetro	Con variable <i>RATIO1</i>		Con variable <i>RATIO2</i>	
	Estimación (error estándar)		Estimación (error estándar)	
a	$0,392 \times 10^{-4}$	$(0,681 \times 10^{-5})$	$0,359 \times 10^{-4}$	$(0,724 \times 10^{-5})$
b1	0,113	(0,040)	0,110	(0,039)
b2	0,116	(0,031)	0,117	(0,031)
c	$0,760 \times 10^{-5}$	$(0,441 \times 10^{-5})$	$0,113 \times 10^{-4}$	$(0,532 \times 10^{-5})$
Contraste	Valor (p-valor)		Valor (p-valor)	
t	1,72	(0,09)	2,12	(0,03)
LR	2,87	(0,09)	4,70	(0,03)
Q(10)	4,12	(0,94)	2,85	(0,98)

El modelo estimado es el siguiente: $VI_t = a + b_1 VI_{t-1} + b_2 VI_{t-2} + cVAR_{t-1} + v_t$, donde VI_t es la volatilidad intradía en el período t estimada como $VI_t = [\ln(\text{MAX}_t) - \ln(\text{MIN}_t)]^2 / [4\ln(2)]$, siendo MAX_t y MIN_t los valores máximo y mínimo del índice Ibex 35, respectivamente, VAR es una de las dos siguientes variables exógenas: *RATIO1* (cociente entre el volumen de derivados y el de contado), *RATIO2* (cociente de los volúmenes acumulados en la sesión corriente y en las nueve anteriores), y v_t es una variable aleatoria con las propiedades habituales.

t es el estadístico t del parámetro c , y LR es el contraste de razón de verosimilitudes $LR = 2[l_{sr} - l_r]$, donde l_{sr} y l_r son, respectivamente, los logaritmos del valor máximo de las funciones de verosimilitud del modelo sin restringir y del modelo restringido (hipótesis nula: $c = 0$), su distribución asintótica bajo la hipótesis nula es una χ^2 con 1 grado de libertad. Errores estándar robustos a la heteroscedasticidad [White (1980)].

Q(10) es el contraste de autocorrelación de Ljung-Box de hasta orden 10, y su distribución es una χ^2 con 10 grados de libertad.

Los resultados de este ejercicio se presentan en el cuadro II.11. El coeficiente c es positivo y significativo, al menos al 10 %, para ambas variables (*RATIO1* y *RATIO2*) e independientemente del contraste utilizado. El coeficiente es mayor y significativo para niveles del 5 % cuando la variable que se introduce es *RATIO2*. Es decir, se encuentra evidencia favorable a una relación directa entre el tamaño relativo de los derivados y la volatilidad intradía en el contado. Además, esta relación es mucho más clara cuando se utiliza una medida de la importancia relativa de los derivados que incorpora menos ruido. Ambos resultados coinciden con los que se han documentado con el modelo GJR para las carteras de mayor tamaño, por lo que refuerzan las conclusiones que se han extraído.

Los resultados anteriores se someten también a algunas pruebas para verificar su robustez. Estas pruebas incluyen, primeramente, una reestimación del modelo con la variable *RATIO2* para el período de existencia de los derivados y, posteriormente, la sustitución de la variable *RATIO2* por el denominador de esta; es decir, la variable VIB, que se define como el volumen de contratación de los valores del índice acumula-

VOLATILIDAD INTRADÍA. ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD DE LOS RESULTADOS

<i>Período</i>	<i>Variable</i>	<i>Coefficiente (error estándar)</i>	<i>t (p valor)</i>	<i>LR (p valor)</i>
Después	RATIO2	$0,861 \times 10^{-5}$ ($0,489 \times 10^{-5}$)	1,76 (0,08)	3,63 (0,06)
Completo	VIB	$0,254 \times 10^{-7}$ ($0,538 \times 10^{-7}$)	0,47 (0,64)	0,29 (0,59)

El modelo estimado es el siguiente: $VI_t = a + b_1 VI_{t-1} + b_2 VI_{t-2} + cVAR_{t-1} + v_t$, donde VI_t es la volatilidad intradía en el período t estimada como $VI_t = [\ln(\text{MAX}_t) - \ln(\text{MIN}_t)]^2 / [4\ln(2)]$, siendo MAX_t y MIN_t los valores máximo y mínimo del índice Ibex 35, respectivamente, VAR es una de las dos siguientes variables exógenas: $RATIO2$ (cociente de los volúmenes derivado-contado acumulados durante las últimas 10 sesiones), y VIB (volumen de negociación de los 35 valores del índice Ibex 35 acumulado durante las últimas 10 sesiones), y v_t es una variable aleatoria con las propiedades habituales.

t es el estadístico t del parámetro c , y LR es el contraste de razón de verosimilitudes $LR = 2[l_{sr} - l_r]$, donde l_{sr} y l_r son, respectivamente, los logaritmos del valor máximo de las funciones de verosimilitud del modelo sin restringir y del modelo restringido (hipótesis nula: $c = 0$), su distribución asintótica bajo la hipótesis nula es una χ^2 con 1 grado de libertad. Errores estándar robustos a la heteroscedasticidad [White (1980)].

dos durante las últimas 10 sesiones. Los resultados de este ejercicio aparecen en el cuadro II.12. En primer lugar, se comprueba que la reestimación del modelo en el subperíodo de existencia de los derivados no altera ni el signo ni la significatividad del coeficiente c . Por otra parte, la variable VIB no resulta ser significativa.

En conclusión, la relación entre el tamaño relativo de los derivados y la volatilidad intradía se mantiene en el subperíodo en el que estuvo operativo el mercado de derivados, y no aparece como consecuencia de la existencia de un efecto volumen.

II.7. Conclusiones

Durante la última década se ha generado, desde diferentes ámbitos, un amplio debate en relación con el impacto que tiene la negociación con derivados sobre la volatilidad de los activos negociados al contado. La abundante literatura empírica que ha intentado aportar evidencia a este debate no ofrece resultados concluyentes y se enfrenta a buen número de limitaciones metodológicas. En este contexto, este capítulo pretende ofrecer evidencia adicional sobre este aspecto en relación con los efectos de la creación del mercado de futuros y opciones sobre el índice Ibex 35, aportando algunos elementos de análisis novedosos.

El primer elemento novedoso consiste en la realización de un análisis diferencial por carteras, construidas estas por la agrupación de valores en función de la ponderación de las sociedades incluidas en el índice Ibex 35. Según se ha motivado, los efectos desestabilizadores cabría es-

perar que fuesen más importantes cuanto mayor sea la ponderación de los valores. En este sentido, aquella diferenciación por carteras es interesante porque permite añadir una nueva hipótesis a contrastar. En concreto, además de estudiar cómo se modifica la volatilidad del índice tras la aparición de los derivados, se contrasta si existe un patrón según aquellas carteras.

El segundo elemento consiste en la utilización de tres definiciones alternativas de volatilidad: la varianza incondicional, la varianza condicional y una medida de volatilidad calculada a partir de los precios máximos y mínimos del índice Ibex 35 dentro de la sesión. La utilización de definiciones alternativas permite ofrecer un análisis más completo, ya que cada una de aquellas definiciones aporta información adicional no contenida en las otras dos. En concreto, la ventaja de la primera medida es que permite separar la volatilidad en dos componentes: uno atribuible a los movimientos continuos de los precios y el otro atribuible a los saltos. Por las características del período estudiado, se ha interpretado que el primero es el que con mayor probabilidad debería recoger el impacto de los derivados. La ventaja de las otras dos medidas reside en la posibilidad que tienen de contrastar si el impacto de los derivados depende de la importancia relativa de estos, de forma que se puede aislar, en cierta medida, dicho efecto de otros factores que hayan influido en la volatilidad del contado. Esta posibilidad se ha estudiado introduciendo una variable, en el modelo explicativo de la volatilidad, que recoge la importancia relativa de los derivados.

Los resultados del capítulo, tomados en su conjunto, muestran que la introducción del mercado de derivados no parece que haya tenido un impacto importante sobre la volatilidad del mercado al contado. Cuando se permite que el efecto de los derivados dependa de la importancia relativa de estos, se encuentra evidencia favorable a un efecto desestabilizador, si bien dicho efecto solamente aparece para algunos valores y, aunque estadísticamente significativo, este no es económicamente relevante, dada su reducida importancia cuantitativa.

APÉNDICE II.A

CARACTERÍSTICAS DE LAS CARTERAS UTILIZADAS EN ESTE CAPÍTULO

En este apéndice se describen las principales características de las diferentes carteras utilizadas en este capítulo. Dichas carteras se pueden clasificar en dos tipos diferentes: carteras móviles y carteras fijas, cuyas características se describen a continuación.

Carteras móviles

Las principales características de estas carteras son:

- a) Su composición varía periódicamente, coincidiendo con la revisión del índice Ibex 35.
- b) Ponderación según capitalización. Las ponderaciones se mantienen fijas dentro de cada período de revisión.
- c) Formadas por los valores que se incluyen en cada momento en el índice Ibex 35.

Las carteras móviles utilizadas son las siguientes: Ibex 35, C1, C2, C3, C4, C5. Excepto la primera, que incluye 35 valores, el resto está formado por 7 cada una. Los valores del índice se clasifican en las 5 últimas carteras según su capitalización, de forma que la cartera C1 agrupa los 7 valores con mayor capitalización y la C5 los 7 de menor capitalización. El número de valores diferentes que han integrado en algún momento las carteras móviles es el siguiente:

- Cartera Ibex 35: 52 valores.
- Cartera C1: 8 valores.
- Cartera C2: 14 valores.
- Cartera C3: 16 valores.
- Cartera C4: 24 valores.
- Cartera C5: 20 valores.

Carteras fijas

Las principales características de estas carteras son las siguientes:

- a) Composición fija durante todo el período de análisis.
- b) Ponderación igual para todos los valores.
- c) Incluyen valores que han pertenecido al índice Ibex 35 durante todo el período de análisis.

Las carteras fijas son las siguientes:

- Carteras B1 y B2. La primera incluye los valores que han pertenecido a la cartera C1 durante la mayor parte de la muestra, y la segunda incluye el resto de los valores que han pertenecido siempre al índice Ibex 35.
- Carteras G1 y G2. La primera incluye los valores que han pertenecido a las carteras C1 a C3 durante la mayor parte de la muestra, y la segunda incluye el resto de los valores que han pertenecido siempre al índice Ibex 35.

La composición de estas carteras es la siguiente:

- Cartera B1 (7 valores): Telefónica, Endesa, Repsol, BBV, B. Santander, Iberdrola, B. Centralhispano.
- Cartera B2 (16 valores): Banesto, B. Popular, Acesa, Bankinter, Gas Natural, Tabacalera, Sevillana, Unión Eléctrica Fenosa, FECSA, Dragados y Construcciones, Portland Valderrivas, FCC, Mapfre, Vallehermoso, Uralita, Viscofán.
- Cartera G1 (18 valores): Telefónica, Endesa, Repsol, BBV, B. Santander, Iberdrola, B. Centralhispano, B. Popular, Acesa, Bankinter, Gas Natural, Sevillana, Unión Eléctrica Fenosa, FECSA, Banesto, Tabacalera, FCC, Mapfre.
- Cartera G2 (5 valores): Portland Valderrivas, Vallehermoso, Uralita, Viscofán, Dragados y Construcciones.

III

TRANSMISIÓN DE INFORMACIÓN Y VOLATILIDAD ENTRE EL MERCADO DE FUTUROS SOBRE EL ÍNDICE IBEX 35 Y EL MERCADO AL CONTADO

III.1. Introducción

Los mercados internacionales de futuros sobre índices bursátiles han experimentado una gran expansión desde su aparición en la década de los ochenta y, en muchos casos, su volumen de negociación ha superado al que se registra en los mercados al contado. La importancia que han adquirido aquellos mercados lleva a preguntarnos cuál es la función que desempeñan y cuál es su interacción dinámica con los mercados bursátiles.

En ausencia de costes de transacción, la teoría nos dice que se debe verificar una relación de no arbitraje en la que el precio del futuro se iguala con el del contado, una vez que se corrige por los costes de financiación de esta posición (el denominado «cost of carry»). En este contexto, los precios en ambos mercados reaccionarán simultáneamente a la llegada de nueva información, de forma que ninguno de los dos ejercerá una función de liderazgo en la formación de precios. Por otra parte, el hecho de que exista aquella relación de no arbitraje significa que los futuros son unos instrumentos redundantes, por lo que bajo el supuesto de inexistencia de costes de transacción resulta difícil explicar cuál es la función que desempeñan dichos instrumentos.

En cambio, con costes de transacción los precios en ambos mercados pueden fluctuar independientemente dentro de un rango sin que existan oportunidades de arbitraje. En estas condiciones, es posible que uno de los dos mercados incorpore la información en los precios más rápidamente que el otro. En efecto, si los agentes prefieren operar en uno de los dos mercados, será en dicho mercado donde los precios se muevan primero cuando aparezca alguna noticia. En cambio, los precios del

otro mercado podrían permanecer inalterados mientras los costes de transacción impidan el arbitraje, aunque terminarán moviéndose cuando la variación de los precios del primer mercado sea lo suficientemente elevada como para contrarrestar aquellos costes. En este contexto, la existencia del primer mercado puede tener un impacto positivo sobre el segundo, en la medida que este será receptor de la información que le transmite el primero.

A menudo se argumenta que una de las funciones del mercado de futuros es, precisamente, la de mejorar el proceso de incorporación de la información a los precios («price discovery»). Esta tesis se apoya en el hecho de que en el mercado de futuros los costes de transacción son menores, debido, entre otros factores, a la concentración de la negociación de una cesta de valores en un solo activo y a que se trata de un instrumento que incorpora un elevado grado de apalancamiento. Más formalmente, Subrahmanyam (1991) mostró, en un modelo teórico en el contexto de Kyle (1985) y de Admati y Pfleiderer (1988), que los agentes que negocian por motivos de liquidez minimizan sus costes de selección adversa si operan en el mercado de futuros. La preferencia de los agentes por este mercado llevaría a que fuera este el que liderase la formación de precios.

Sin embargo, también se han propuesto otros argumentos teóricos que motivan un posible liderazgo del mercado al contado en la formación de precios. Así, por ejemplo, Subrahmanyam (1991) y Chan (1992) advirtieron que los agentes que negocian por motivos de información específica sobre algún valor pueden preferir operar en el mercado al contado. En efecto, las estrategias en el mercado de futuros se caracterizan por la menor flexibilidad, en el sentido de que los participantes están restringidos a tomar posiciones del mismo signo (comprador o vendedor) en todos los valores que componen el índice y con unas ponderaciones fijas (1).

Asimismo, en la sección III.3 se muestra que, introduciendo costes de transacción, el mercado al contado puede ser preferido por los agentes informados para explotar la llegada de información específica aunque los costes de transacción en dicho mercado sean superiores a los que prevalecen en el mercado de futuros. En concreto, aproximando los costes de transacción por la horquilla media de precios comprador-vendedor, se encuentra que para todos los valores que componen el índice

(1) Más formalmente, Chan (1992) nota que, en ausencia de costes de transacción, y suponiendo que se puede predecir la variación de precios, los beneficios de una operación en el contado serán superiores o iguales a los del futuro ya que: $\sum_i w_i |s_i| \geq \sum_i w_i s_i$, donde w_i es la ponderación del valor i , y s_i es la variación del precio del mismo valor. Nótese que la parte izquierda es el beneficio en el mercado de contado, y la derecha es el beneficio en el mercado de futuros.

Ibex 35 existe un abanico de variaciones esperadas de precios para los que siempre resultará preferible operar en el mercado al contado.

Así pues, dado que la teoría no proporciona una respuesta exenta de ambigüedad sobre la dirección que toman las transmisiones de información entre los dos mercados, la relevancia de dichos fenómenos solo se puede estudiar empíricamente.

El estudio empírico de las relaciones dinámicas de la media de los precios entre el mercado de futuros y el de contado ha recibido, durante la última década, una gran atención en la literatura. La conclusión general de estos trabajos es que la información se transmite principalmente en la dirección futuro-contado. Este resultado minimiza el papel del mercado bursátil en el proceso de formación de precios y enfatiza la función del mercado de futuros como transmisor de información. Sin embargo, la metodología utilizada en los trabajos empíricos presenta algunos puntos débiles que plantean dudas sobre la validez de los resultados. La importancia de estos resultados para el conocimiento del proceso de formación de precios y de la transmisión de información en los mercados financieros justifica que la investigación en este tema se centre en la búsqueda de metodologías que intenten corregir las deficiencias detectadas.

Uno de los problemas a los que se enfrentan estos trabajos tiene su origen en la existencia de negociación infrecuente en algunos de los valores que componen el índice bursátil objeto de estudio. Esta circunstancia provoca que las cotizaciones del índice incorporen la nueva información con un cierto retraso, por lo que aparecerá un sesgo en los resultados a favor del liderazgo del mercado de futuros. En la literatura se han propuesto algunas metodologías que intentan corregir este problema, como, por ejemplo, el filtrado de los rendimientos mediante un proceso ARMA. Pero, tal como argumenta Chan (1992), al ser fijos los coeficientes del filtro, esta metodología no puede controlar adecuadamente el problema de la negociación infrecuente si, como es previsible que ocurra, los efectos causados por esta son variables en el tiempo.

Chan *et al.* (1993), en un trabajo que estudia la relación dinámica entre las primas de las opciones y los precios al contado de sus activos subyacentes, utilizan el punto medio de los precios comprador y vendedor en lugar del precio de transacción con el fin de controlar el problema de la negociación infrecuente, basándose en la mayor frecuencia con la que aquellas cotizaciones se modifican en comparación con lo que ocurre con los precios de transacción. Encontraron que con esta metodología se modificaba el sentido de la causalidad encontrado previamente por Stephan y Whaley (1990). Sin embargo, a pesar de este resultado, en ningún trabajo posterior se ha aplicado dicha metodología para el estudio de las relaciones entre los futuros y sus índices subyacentes.

Otra limitación metodológica de la mayoría de los trabajos empíricos es que los modelos se especifican en primeras diferencias, lo cual no es apropiado si los precios en ambos mercados están cointegrados. En efecto, tal como mostraron Engle y Granger (1987), en dichas circunstancias la especificación correcta de la dinámica entre los dos precios debe incluir como término adicional el error de la ecuación de cointegración. En los trabajos más recientes se utiliza la teoría de la cointegración, pero se ignora uno de los elementos que, según la teoría, intervienen en la relación de los precios en ambos mercados: el «cost of carry». En este sentido, la incorporación de dicho elemento al análisis estadístico de las series parece que podría enriquecer el estudio de la dinámica de los precios.

El objetivo de este capítulo es el análisis empírico de las relaciones dinámicas entre el mercado de futuros sobre el índice Ibex 35 y el mercado bursátil español. Las variables objeto de estudio son: la media y la varianza de los precios y el volumen de negociación. La aportación del capítulo reside, en primer lugar, en la introducción simultánea de varias innovaciones en cuanto a la definición de las variables en el modelo de la media de los precios. Aunque algunas de estas nuevas definiciones fueron propuestas anteriormente, la novedad de este trabajo es que se consideran todas simultáneamente, y se comparan con los resultados que se derivan de la metodología tradicional. Las principales innovaciones son la utilización del punto medio de la horquilla de precios comprador-vendedor (2) en lugar de los precios de transacción, y la corrección del índice bursátil por el «cost of carry» (3).

Otra de las aportaciones del capítulo es la extensión del análisis a otras variables (volumenes y volatilidades), mucho menos estudiadas que la media de los rendimientos en la literatura sobre las relaciones temporales entre el mercado de futuros y el mercado al contado. La extensión del análisis a estas dos variables creemos que contribuye a completar el conocimiento de los mecanismos de transmisión de información entre los mercados, ya que la llegada de nueva información también se puede reflejar en dichas variables.

El resto del capítulo está estructurado de la siguiente forma. En la segunda sección se hace una revisión de la literatura, en la tercera se estudia bajo qué condiciones resulta preferible operar en cada uno de los mercados estudiados (futuro o contado), en la cuarta se describe la base

(2) Esta metodología solamente ha sido utilizada anteriormente, hasta lo que conozco, por Chan *et al.* (1993), pero aplicada para la relación de causalidad entre el precio de las opciones y el precio del activo subyacente.

(3) En este capítulo solamente se estudia la existencia de relaciones causales lineales. Otra de las aportaciones que se podrían realizar sería la extensión del análisis a las relaciones no lineales.

de datos utilizada y se definen las variables objeto de análisis; posteriormente, en la quinta sección, se presenta la metodología y se ofrecen los resultados empíricos y, finalmente, en la sexta sección se sintetizan las principales conclusiones.

III.2. Revisión de la literatura

Como se ha comentado anteriormente, existe una amplia literatura sobre el estudio de las relaciones dinámicas entre los mercados de derivados y los de contado. No obstante, los trabajos se concentran en el análisis de causalidad de los primeros momentos de los precios aplicado al mercado de futuros sobre índices, habiendo sido muy poco estudiados otros contratos de derivados u otras variables relevantes del proceso de negociación, como el volumen o la volatilidad de los precios.

En la mayoría de los trabajos se utilizan datos intradía, siendo lo más habitual la consideración de intervalos de cinco minutos. La utilización de este tipo de datos es, sin duda, la más adecuada para contrastar relaciones que son de naturaleza de muy corto plazo. Además, en muchas ocasiones, el caso español es un ejemplo, el mercado de futuros y el de contado no cierran a la misma hora, por lo que los datos de cierre de los dos mercados no son simultáneos.

En cuanto a los trabajos que estudian las relaciones temporales de las medias de los precios, la metodología más habitual es la aplicación del concepto de causalidad de Granger (1969). Para ello se han utilizado dos tipos de contrastes, propuestos respectivamente por Granger (1969) y por Sims (1972). El primero se obtiene regresando los rendimientos de cada uno de los mercados sobre los rendimientos retardados de los dos. Se concluye que los precios del mercado m causan en el sentido de Granger a los del mercado n cuando los coeficientes de los rendimientos del mercado m son conjuntamente significativos en la ecuación de n . Esta metodología fue aplicada, entre otros, por Kawaller *et al.* (1987).

El segundo contraste se obtiene regresando el rendimiento de uno de los dos mercados sobre los rendimientos retardados y adelantados del otro. Si los coeficientes del primer grupo de variables son significativos, entonces se acepta la hipótesis de causalidad desde el mercado para el cual se calcularon los rendimientos retardados hacia el otro. Igualmente, si son significativos los coeficientes del segundo grupo de variables se acepta la hipótesis de causalidad en el sentido contrario. Esta segunda metodología ha sido la más habitualmente utilizada en la literatura. Los trabajos de Stoll y Whaley (1990), Stephan y Whaley (1990), Chan (1992) constituyen algunos ejemplos. Los resultados de to-

dos estos trabajos son favorables a una causalidad desde el futuro hacia el contado.

Posteriormente han aparecido otros trabajos en los que se aplica la teoría de la cointegración. Según mostraron Engle y Granger (1987), si dos series están cointegradas la modelización VAR para las primeras diferencias de las series es una especificación incorrecta, ya que ignora los ajustes a corto plazo para alcanzar el equilibrio en el largo plazo. En presencia de cointegración la especificación correcta sería un modelo VAR con corrección de error, que incluye como regresor, además de los retardos en primeras diferencias de las dos series, el error de la ecuación de cointegración entre las dos series retardado un período. Así pues, para especificar correctamente el modelo se debería realizar previamente un análisis de cointegración entre las dos series de precios y, en caso de aceptarse, circunstancia que se encuentra en casi todos los trabajos, se debería especificar un modelo VAR con corrección de error. La hipótesis nula de ausencia de causalidad de un mercado hacia el otro se rechaza no solo cuando los coeficientes de los retardos de los rendimientos del otro mercado son significativamente diferentes de cero, sino también cuando el coeficiente del término de error es estadísticamente significativo.

Entre los trabajos en los que se aplica la teoría de la cointegración se encuentran, por ejemplo, Lashgari y Wahab (1993), Martikainen y Puttonen (1994) y Puttonen (1993). Los resultados de estos trabajos son similares a los que se documentan con la metodología tradicional; es decir, se encuentra que la capacidad predictiva de los precios del futuro sobre los del contado es muy superior a la que se observa en la otra dirección.

Más recientemente, Dwyer *et al.* (1996) introdujeron dos innovaciones interesantes. La primera consiste en deducir a los logaritmos de las dos series de precios su media diaria con el fin de eliminar el «cost of carry» que lleva asociado el precio del futuro. La diferencia entre estas dos nuevas series mide la desviación de la base sobre su media diaria. En segundo lugar, propusieron un modelo no lineal para estudiar las relaciones de causalidad entre los dos mercados. Concretamente, definieron tres escenarios paramétricos diferentes en función de que el término de error retardado en un número de períodos a determinar estuviera comprendido en tres zonas definidas a partir de dos valores críticos. Dichos valores críticos y el número de retardos se estiman conjuntamente con los coeficientes del modelo.

En cuanto a la evidencia en el mercado español, los trabajos disponibles han encontrado resultados parecidos a los que se documentan en otros mercados. Entre los trabajos que han estudiado la relación dinámica entre el Ibex 35 y el futuro se encuentran los siguientes: Caballero y

Novales (1995), Lafuente (1995), Climent y Pardo (1996) y Muñoz *et al.* (1997).

Uno de los principales problemas al que se enfrentan todos los trabajos de la literatura es el de la contratación infrecuente de los valores que componen el índice bursátil. Este problema aparece cuando el índice bursátil se calcula a partir del precio de la última transacción, circunstancia que ocurre en la mayoría de los mercados, y cuando algunos de los valores que componen dicho índice se negocian con una frecuencia menor al futuro. Bajo estas dos condiciones la cotización del índice reflejará la nueva información con un cierto retraso y, en consecuencia, los resultados mostrarán un sesgo en favor de una causalidad desde el futuro hacia el contado.

En la literatura se han propuesto algunas metodologías para controlar este problema. Stoll y Whaley (1990) propusieron filtrar previamente los rendimientos del índice mediante una modelización ARMA y tomar las innovaciones de este modelo en lugar de los rendimientos para realizar los contrastes. Este enfoque ha sido seguido posteriormente en otros trabajos, pero, tal como argumenta Chan (1992), si los efectos de la negociación infrecuente son variables en el tiempo, estos no se pueden controlar adecuadamente mediante la utilización de un filtro cuyos coeficientes son constantes. En este último trabajo se propuso controlar aquellos efectos mediante la utilización de los rendimientos individuales de algunos de los valores con mayor frecuencia de negociación, en lugar del propio índice. Los resultados de este último análisis eran cualitativamente iguales a los que se obtenían al utilizar el índice. Finalmente, Chan *et al.* (1993), basándose en la mayor frecuencia en sus cambios, utilizaron el punto medio de la horquilla de precios comprador-vendedor en lugar del precio de transacción, y encontraron que con esta metodología se modificaba el sentido de causalidad encontrado previamente por Stephan y Whaley (1990) para la relación temporal entre los precios de opciones sobre valores individuales y los precios al contado de dichos valores.

En cuanto a los trabajos que estudian las relaciones temporales de las volatilidades, la metodología que más se ha utilizado consiste en la estimación de un modelo VAR donde la volatilidad se aproxima mediante diferentes variables. Así, por ejemplo, en Cheung *et al.* (1991) esta se mide como el cuadrado de las innovaciones en los rendimientos, mientras que en Kawaller *et al.* (1990) se mide como la varianza incondicional de los rendimientos. En Lafuente (1995) se define una medida de volatilidad diaria a partir de la desviación típica de las variaciones de precios cada cinco minutos dentro de cada sesión. En otros trabajos, como en Abhyankar (1995) la volatilidad se aproxima como la varianza condicional estimada a partir de modelos de la familia GARCH. Finalmente, Chan *et*

al. (1991) estudiaron las relaciones temporales de la volatilidad en el marco de un modelo GARCH bivalente de forma conjunta con el estudio de las relaciones temporales en la media de los precios.

El resultado de los trabajos que estudian las relaciones temporales de la volatilidad es poco concluyente. Así, en la mayoría de los trabajos no se obtiene una relación estable entre las volatilidades de los dos mercados. En cambio, Chan *et al.* (1991) encontraron una interdependencia de las volatilidades que parecía ser más intensa que la encontrada con las medias de los precios. Igualmente, en Lafuente (1995) se encuentra una causalidad bidireccional.

III.3. Preferencias de operar en los mercados en presencia de costes de transacción

III.3.1. Factores que influyen sobre el mercado preferido para explotar la información

En esta sección se discute bajo qué condiciones los agentes informados preferirán explotar su ventaja informacional e uno u otro mercado (contado o futuro). Para ello, se supone que dichos agentes reciben una información privada que afecta al valor esperado de un activo o de un grupo de los activos que forman parte de un índice que sirve de subyacente para un contrato de futuros. Además, se supone que dichos agentes hacen frente a unos costes de transacción cada vez que realizan una operación de compra o de venta, y que el importe de dichos costes depende del valor con el que operan y del importe de la operación. Concretamente, se supone que dichos costes son, en términos relativos, crecientes con el tamaño de la operación (4), y que están inferiormente acotados en un nivel no nulo (5).

Finalmente, se supone que la nueva información no modifica el valor esperado del «cost of carry». En consecuencia, la variación esperada del futuro coincidirá con la variación esperada del índice.

La elección del mercado en el que operan los agentes informados dependerá de los beneficios que obtienen por explotar su ventaja informacional en cada uno de ellos. Evidentemente, si los agentes no obtie-

(4) En el capítulo I se demuestra que una parte de estos costes (los de inmediatez) son crecientes con el tamaño de la operación.

(5) En el capítulo I se demuestra que los costes de inmediatez están inferiormente acotados en un cierto nivel, y que dicho nivel es válido para operaciones inferiores a un cierto tamaño.

nen beneficios de esta actividad, estos no explotarán la información en ninguno de los dos mercados. En efecto, nótese que la introducción de costes de transacción no garantiza unos beneficios positivos por la realización de este tipo de operaciones. Si los beneficios solamente son positivos en uno de los dos mercados, es evidente que los agentes informados elegirán este mercado a la hora de explotar la información. En cambio, si los beneficios son positivos en ambos mercados, resulta más complicado conocer cuál será el mercado elegido. En principio, lo óptimo sería que los agentes operasen simultáneamente en ambos. Si existe algún tipo de restricción que imposibilita operar simultáneamente en ambos mercados, es razonable asumir que el mercado elegido en primer lugar será aquel donde los beneficios sean superiores.

A continuación se presentan algunas condiciones necesarias y suficientes que garantizan que solamente es rentable explotar la información en uno de los dos mercados. Más adelante se introducen otras condiciones suficientes que aseguran que el beneficio por operar en uno de los mercados es superior al que se obtiene en el otro mercado. En ambos casos se distingue según la información sea general o específica. Por información general se entiende que se conoce el impacto sobre el valor esperado del índice, pero no sobre su descomposición por valores. En cambio, se dice que la información es específica cuando afecta solamente a uno de los valores.

III.3.1.1. Condiciones necesarias y suficientes para que solamente sea rentable explotar la información en uno de los dos mercados

A) Caso 1: Información general

Puesto que no se conoce el impacto de la información sobre cada uno de los valores del índice, la explotación de la información en el mercado al contado requiere realizar operaciones en las mismas ponderaciones del índice, ya que, en otro caso, el beneficio de la estrategia sería incierto. Las operaciones tanto en el contado como con el futuro serán de compra, en el caso de que la noticia afecte positivamente al índice, y de venta, en el caso de que afecte negativamente.

Nótese que los beneficios esperados por operar en el mercado de futuros vendrán dados por:

$$B_f = F [|x| - t_f(F)] \quad [III.1]$$

donde $|x|$ es el valor absoluto del cambio porcentual en el valor esperado del futuro (o del índice), F es el tamaño de la operación y $t_f(F)$ son los

costes de transacción unitarios asociados a una operación de tamaño F en el mercado de futuros.

Los beneficios esperados por operar en el mercado al contado serán:

$$B_c = C [x] - \sum_{i=1}^N w_i t_i (w_i C) \quad [\text{III.2}]$$

donde w_i es la ponderación del valor i en el índice, N es el número de valores que forman parte del índice, C es el tamaño de la operación y $t_i (w_i C)$ son los costes de transacción unitarios asociados a una operación en el mercado al contado con el valor i y por importe $w_i C$. Obsérvese que $\sum_{i=1}^N w_i t_i (w_i C)$ son los costes de transacción unitarios asociados a una operación de tamaño C en el mercado al contado que replica el índice.

Proposición 1: Una condición necesaria y suficiente para que solamente sea rentable operar con el futuro es que:

$$t_f^{\min} < [x] < \sum_{i=1}^N w_i t_i^{\min} \quad [\text{III.3}]$$

donde t_i^{\min} y t_f^{\min} son, respectivamente, los costes de transacción unitarios mínimos asociados a una operación con el valor i y con el futuro.

Demostración: Si se verifica la parte derecha de la desigualdad, los beneficios por operar en el mercado al contado serán siempre negativos, ya que la función de costes es creciente con el tamaño. Por el contrario, si se verifica la parte izquierda de la desigualdad, los beneficios por operar en el mercado de futuros, al menos para tamaños pequeños, serán estrictamente positivos.

Nótese que la condición [III.3] implica que una condición necesaria para que sea rentable explotar la información en el mercado de futuros y no en el mercado al contado es que los costes de transacción mínimos asociados a las operaciones con el futuro sean inferiores a los del contado.

Proposición 2: Una condición necesaria y suficiente para que solamente sea rentable operar en el mercado al contado es que:

$$\sum_{i=1}^N w_i t_i^{\min} < [x] < t_f^{\min} \quad [\text{III.4}]$$

Esta proposición se demuestra de forma equivalente a la proposición 1.

B) Caso 2: Información específica

Si solamente se modifica el valor esperado de uno de los activos (el j , por ejemplo) en un porcentaje x , la explotación de dicha información en el contado solamente requiere operar con dicho activo. En estas condiciones, la variación del valor esperado del futuro (y del índice) será $j x$, y los beneficios esperados por operar en mercado de futuros serán:

$$B_f = F [j x - t_f (F)] \quad [III.5]$$

Mientras que los beneficios por operar en el mercado al contado serán:

$$B_c = C [x - t_j (C)] \quad [III.6]$$

Proposición 3: Una condición necesaria y suficiente para que solamente sea rentable operar con el futuro es que:

$$\frac{t_f^{\min}}{j} < |x| < t_f^{\min} \quad [III.7]$$

Demostración: En efecto, si se cumple la primera desigualdad se asegura que existirá un beneficio positivo, al menos para operaciones de tamaño pequeño, si se opera en el mercado de futuros, mientras que la segunda desigualdad implica que no se puede obtener un beneficio positivo si se opera en el contado.

Proposición 4: Una condición suficiente para que solamente sea rentable operar en el contado es que:

$$t_j^{\min} < |x| < \frac{t_f^{\min}}{j} \quad [III.8]$$

Esta proposición se demuestra de forma equivalente a la proposición 3.

Nótese que para que se cumpla la condición [III.8] no es necesario que se verifique $t_j^{\min} < t_f^{\min}$. Es decir, que si llega al mercado información específica puede ser más rentable explotar esta en el mercado al contado aunque los costes de transacción en dicho mercado sean superiores.

III.3.1.2. Condiciones suficientes para que sea más rentable explotar la información en uno de los dos mercados

Las condiciones que se presentan a continuación son útiles para conocer qué mercado cabría esperar que reaccionara primeramente a la

llegada de información en aquellas circunstancias en las que se verifica que los beneficios son positivos en ambos mercados. Por tanto, se supondrá que esta última condición se verifica en todos los casos.

A) Caso 1: Información general

Proposición 5: Una condición suficiente para que los beneficios máximos esperados por operar con el futuro sean superiores a los que se obtienen por operar en el mercado al contado es la siguiente:

$$t_f(C^*) < \sum_{i=1}^N t_i(C^*) \quad [\text{III.9}]$$

donde C^* es el tamaño que maximiza los beneficios esperados en el mercado al contado.

Demostración: Para demostrar que la expresión [III.9] es una condición suficiente, basta con observar que los beneficios por operar con el futuro, por el hecho de ser máximos, serán superiores o iguales a los beneficios asociados a cualquier tamaño y, en particular, al tamaño C^* . Es decir, se deberá verificar que:

$$\begin{aligned} B_f^* - B_c^* &= C^* \left\{ [K - t_f(C^*)] - \left[K - \sum_{i=1}^N t_i(C^*) \right] \right\} = \\ &= C^* \left[\sum_{i=1}^N t_i(C^*) - t_f(C^*) \right] \end{aligned} \quad [\text{III.10}]$$

donde B_f^* y B_c^* son, respectivamente, los beneficios máximos que se obtienen al explotar la información el mercado de futuros y en el mercado al contado (6).

Nótese que la condición [III.9] se cumplirá si los costes de transacción del futuro son inferiores a los del contado para cualquier tamaño de operación.

Proposición 6: Una condición suficiente para que los beneficios máximos esperados por operar al contado sean superiores a los que se obtienen por operar en el mercado de futuros es la siguiente:

(6) Obsérvese que la introducción de costes de transacción unitarios crecientes permite explicar cuál es el tamaño óptimo de las operaciones en los mercados por parte de los agentes informados. En otro caso, el tamaño de la operación no estaría definido.

$$t_f(F^*) > \sum_{i=1}^N t_i(F^*) \quad [\text{III.11}]$$

donde F^* es el tamaño que maximiza los beneficios esperados en el mercado de futuros.

Esta proposición se demuestra de forma equivalente a la proposición 5.

B) Caso 2: Información específica

Proposición 7: Una condición suficiente para que los beneficios máximos esperados por operar con el futuro sean superiores a los que se obtienen por operar en el mercado al contado es la siguiente:

$$t_f(C^*) < |x|(1 - \beta) + t_f(C^*) \quad [\text{III.12}]$$

Demostración: Para demostrar que la expresión [III.12] es una condición suficiente, basta con observar que los beneficios por operar con el futuro, por el hecho de ser máximos, serán superiores o iguales a los beneficios asociados a cualquier tamaño y , en particular, al tamaño C^* . Es decir, se deberá verificar que:

$$\begin{aligned} B_f^* - B_c^* &= C^* ([\beta|x| - t_f(C^*)] - [\beta|x| - t_f(C^*)]) = \\ &= C^* [\beta|x|(1 - \beta) + t_f(C^*) - t_f(C^*)] \end{aligned} \quad [\text{III.13}]$$

Proposición 8: Una condición suficiente para que los beneficios máximos esperados por operar al contado sean superiores a los que se obtienen por operar en el mercado de futuros es la siguiente:

$$t_f(F^*) < |x|(1 - \beta) + t_f(F^*) \quad [\text{III.14}]$$

Esta proposición se demuestra de forma equivalente a la proposición 7.

Nótese que para que se cumpla la condición [III.14] no es necesario que los costes de transacción del contado sean inferiores a los del futuro.

III.3.2. Efectos de las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios

Tal como se discutió en el capítulo I, las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios fijan, indirectamente, el tamaño mínimo de los

costes de inmediatez, los cuales forman parte de los costes de transacción. Si estas restricciones son vinculantes, la existencia de dichas regulaciones podrá afectar a las posibilidades de explotar información en los mercados y, por esta vía, a la preferencia de los agentes por operar en uno u otro mercado. En el capítulo I se mostró que este tipo de regulaciones son mucho más restrictivas en el mercado al contado que en el mercado de futuros y que, además, las regulaciones en el mercado al contado son vinculantes para la mayoría de los valores incluidos en el índice Ibex 35. Esto significa que, en ausencia de aquellas regulaciones, los costes de transacción por operar en el mercado al contado serían menores. Es decir, las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios hacen más probable que se verifiquen las proposiciones 1, 3, 5 y 7, mientras que reducen la posibilidad de que se verifiquen las proposiciones 2, 4, 6 y 8.

En conclusión, las regulaciones sobre variaciones mínimas de precios contribuyen a favorecer la preferencia de los agentes por el mercado de futuros.

III.3.3. Relevancia empírica de las proposiciones anteriores

Con la información disponible en este capítulo se puede estudiar el grado de cumplimiento de algunas de las proposiciones anteriores. Concretamente, se pueden estudiar las proposiciones 1 a 4, ya que estas incluyen información que se puede aproximar fácilmente a partir de la información disponible. En cambio, el resto de las proposiciones parecen más complicadas de estudiar, ya que se requiere información sobre las funciones de costes de transacción, la cual no está disponible.

En el cuadro III.1 se detalla para qué variaciones esperadas de precios es rentable explotar la llegada de información en cada uno de los mercados, distinguiendo entre información general e información específica sobre cada uno de los valores. Estos porcentajes se han calculado aplicando las proposiciones 1 a 4. Concretamente, se ha utilizado información intradía correspondiente al período 1.7.1995 al 27.10.1995 (7), y los costes de transacción mínimos se han aproximado por las horquillas comprador-vendedor (8). Por su parte, las ponderaciones de los 35 valo-

(7) Obsérvese que, dada la periodicidad semestral de las revisiones en la composición del índice, en este análisis no se ha utilizado todo el período muestral disponible, que incluye, tal como se comenta en la sección III.4, el período 11.1.95 al 27.10.95.

(8) Recuérdese que en el capítulo I se documenta que los costes de inmediatez representan una parte importante de los costes de transacción y que los costes de inmediatez mínimos son iguales a la mitad de la horquilla. No obstante, dado que la estrategia de los agentes informados requiere de la realización de dos operaciones (compra y venta), los costes de inmediatez relevantes para este ejercicio son iguales a la horquilla.

**MERCADO DONDE RESULTA RENTABLE EXPLOTAR LA LLEGADA
DE INFORMACIÓN, EN FUNCIÓN DEL TIPO DE INFORMACIÓN
Y DEL VALOR ABSOLUTO DE LA VARIACIÓN PORCENTUAL
DE LOS PRECIOS ESPERADA ($|x|$)**

<i>Tipo de información</i>	<i>Ningún mercado</i>	<i>Solo contado</i>	<i>Solo futuros</i>	<i>Ambos mercados</i>
Información general:	$ x < 0,05$	—	$0,05 < x < 0,26$	$ x > 0,26$
Inf. específica sobre:				
Endesa	$ x < 0,17$	$0,17 < x < 0,39$	—	$ x > 0,39$
Telefónica	$ x < 0,30$	$0,30 < x < 0,42$	—	$ x > 0,42$
Repsol	$ x < 0,14$	$0,14 < x < 0,56$	—	$ x > 0,56$
Iberdrola	$ x < 0,17$	$0,17 < x < 0,75$	—	$ x > 0,75$
BBV	$ x < 0,16$	$0,16 < x < 0,77$	—	$ x > 0,77$
B. Santander	$ x < 0,22$	$0,22 < x < 0,81$	—	$ x > 0,81$
Argentina	$ x < 0,15$	$0,15 < x < 1,10$	—	$ x > 1,10$
Gas Natural	$ x < 0,39$	$0,39 < x < 1,15$	—	$ x > 1,15$
B. Popular	$ x < 0,15$	$0,15 < x < 1,19$	—	$ x > 1,19$
Banesto	$ x < 0,18$	$0,18 < x < 1,32$	—	$ x > 1,32$
Pryca	$ x < 0,49$	$0,49 < x < 1,42$	—	$ x > 1,42$
BCH	$ x < 0,33$	$0,33 < x < 1,55$	—	$ x > 1,55$
Continente	$ x < 0,53$	$0,53 < x < 2,23$	—	$ x > 2,23$
Acesa	$ x < 0,46$	$0,46 < x < 2,51$	—	$ x > 2,51$
Sevillana	$ x < 0,26$	$0,26 < x < 2,81$	—	$ x > 2,81$
Acerinox	$ x < 0,23$	$0,23 < x < 3,55$	—	$ x > 3,55$
Corporación Mapfre	$ x < 0,48$	$0,48 < x < 3,68$	—	$ x > 3,68$
Tabacalera	$ x < 0,62$	$0,62 < x < 3,91$	—	$ x > 3,91$
U. E. Fenosa	$ x < 0,25$	$0,25 < x < 3,91$	—	$ x > 3,91$
Bankinter	$ x < 0,30$	$0,30 < x < 3,94$	—	$ x > 3,94$
FECSA	$ x < 0,22$	$0,22 < x < 4,00$	—	$ x > 4,00$
FCC	$ x < 0,42$	$0,42 < x < 4,27$	—	$ x > 4,27$
Hidroel. del Cantábrico	$ x < 0,33$	$0,33 < x < 4,50$	—	$ x > 4,50$
Aguas de Barcelona	$ x < 0,54$	$0,54 < x < 4,59$	—	$ x > 4,59$
Dragados y Construcciones	$ x < 0,35$	$0,35 < x < 5,56$	—	$ x > 5,56$
Corp. Financiera Alba	$ x < 0,41$	$0,41 < x < 5,95$	—	$ x > 5,95$
Aumar	$ x < 0,44$	$0,44 < x < 6,85$	—	$ x > 6,85$
Vallehermoso	$ x < 0,38$	$0,38 < x < 6,94$	—	$ x > 6,94$
Metrovacesa	$ x < 0,60$	$0,60 < x < 7,46$	—	$ x > 7,46$
Uralita	$ x < 0,45$	$0,45 < x < 9,09$	—	$ x > 9,09$
Emp. Nacional de Celulosa	$ x < 0,40$	$0,40 < x < 9,80$	—	$ x > 9,80$
Asturiana del Zinc	$ x < 0,58$	$0,58 < x < 12,50$	—	$ x > 12,50$
Viscofán	$ x < 0,51$	$0,51 < x < 15,63$	—	$ x > 15,63$
Cubiertas y MZOV	$ x < 0,53$	$0,53 < x < 16,13$	—	$ x > 16,13$
Amper	$ x < 0,47$	$0,47 < x < 31,25$	—	$ x > 31,25$

Este cuadro se ha elaborado utilizando las proposiciones 1 a 4 de la sección III.3. La información sobre diferenciales de precios se ha tomado del período 1.7.1995-27.10.1995, y la capitalización de las sociedades corresponde al 31.8.1995. Se denomina información general cuando no se conoce cómo afecta a los valores individuales y sí al índice Ibex 35, mientras que esta es específica si afecta solamente a un valor individual.

res se han tomado de la situación existente al final de la sesión del 31.8.1995.

De los resultados del cuadro III.1 se deduce que la información general nunca es óptimo explotarla solamente en el mercado al contado. Además, para las variaciones porcentuales esperadas comprendidas en valor absoluto entre el 0,05 % y el 0,26 % este tipo de información solo será rentable explotarla en el mercado de futuros. Para variaciones superiores al 0,26 % se obtendrá un beneficio positivo en ambos mercados, si bien en la medida en que los costes de transacción del mercado de futuros se mantengan por debajo de los del contado, lo que ocurre con toda probabilidad, será más rentable explotar la información en el mercado de futuros (véase proposición 5). Estos resultados sugieren que este último mercado es el que primero reacciona a la llegada de información general.

Por el contrario, para todos los valores que componen el índice Ibex 35 existe un margen de variación esperada de precios en el que la información específica solo resulta rentable si se explota en el mercado al contado. Este resultado sugiere que, al menos en dichas circunstancias, este mercado será el primero en reaccionar a la llegada de información específica. Es interesante observar que la amplitud del margen en el que solamente es rentable explotar la información en el contado tiende a crecer de forma inversa con la ponderación de los valores en el índice.

Tomados en su conjunto, estos resultados muestran que la transmisión de información entre el mercado de futuros y el de contado se puede realizar en cualquiera de las dos direcciones. Por tanto, tiene interés estudiar este fenómeno desde un punto de vista empírico.

III.4. Información disponible y variables generadas

La base de datos que se dispone en este capítulo fue facilitada por la CNMV y está compuesta por información intradía, agrupada en intervalos de cinco minutos entre las 11 hs. y las 17 hs. (9) para el período comprendido entre el 11.1.1995 y el 27.10.1995, que comprende un total de 200 sesiones. Para todos los valores que han formado parte del índice Ibex 35 durante ese período y para el contrato de futuros de vencimiento más próximo, la información disponible es la siguiente: día, hora, mejor

(9) Este es el horario de negociación en el que estaban abiertos simultáneamente el mercado bursátil y el mercado de futuros MEFF RV durante el período de estudio, que coincidía con el horario de funcionamiento del primer mercado, ya que el mercado de futuros abría 15 minutos antes y cerraba 15 más tarde.

precio de compra, mejor precio de venta, precio de la última transacción y volumen negociado durante el intervalo. La información sobre los precios del mercado bursátil a las 11 hs. refleja el precio de apertura. Los volúmenes de los valores bursátiles están expresados en número de títulos e incluyen la totalidad de operaciones realizadas a través del CATS, mientras que el volumen del mercado de futuros está expresado en número de contratos e incluye tanto las operaciones cruzadas a través del sistema electrónico como las comunicadas dentro de la sesión.

En un trabajo previo de revisión de la base de datos, anterior a su procesamiento, se detectaron algunas anomalías que fueron objeto de corrección. Las más importantes hacen referencia a dos paradas técnicas del sistema de contratación del mercado bursátil, que se reflejaron en una ausencia de operaciones durante algunos intervalos. La solución que se adoptó en estos casos fue la eliminación de los intervalos afectados en las series que fueron objeto de contrastes estadísticos.

Antes de detallar el tratamiento realizado con la base de datos descrita resulta conveniente definir el índice Ibex 35. Este índice está integrado por 35 valores, y su composición se revisa semestralmente, según los volúmenes de negociación regulares observados durante el semestre previo a su revisión. Su fórmula de cálculo es la siguiente:

$$IBEX35_t = IBEX35_{t-1} \frac{CAPIT_t}{CAPIT_{t-1} + J_t} \quad [III.15]$$

donde $IBEX35_t$ e $IBEX35_{t-1}$ son, respectivamente, los valores que toma el índice en los instantes t y $t - 1$, $CAPIT_t$ y $CAPIT_{t-1}$ son la suma de las capitalizaciones de los 35 valores que componen el índice en esos mismos instantes, calculadas estas a partir del precio de la última transacción, y J_t es una variable de ajuste que toma valores no nulos cuando se produce algún cambio en el número de acciones disponibles en alguna compañía, un cambio en la composición del índice o alguna operación especial.

A partir de la expresión [III.15] puede comprobarse que, mientras no se produzcan ajustes en el índice (10), el cociente entre el valor de este y la suma de las capitalizaciones toma un valor constante en el tiempo. Si se denomina multiplicador a ese cociente y se representa su valor por m_t , la expresión anterior se puede reescribir de la siguiente manera:

$$IBEX35_t = m_t CAPIT_t \quad [III.16]$$

(10) Durante el período objeto de estudio se produjeron un total de 8 ajustes en el índice.

Según la expresión [III.16], el índice Ibex 35 puede calcularse a partir del multiplicador, del número de acciones de cada compañía que se incluyen en el índice y del precio de las acciones (11).

Aplicando la expresión [III.16] se generaron dos series de índices: una calculada a partir de los precios de la última operación (IBEXT), forma de cálculo que coincide con la metodología oficial (12), y otra a partir del punto medio de la horquilla formada por los mejores precios de compra y de venta (IBEXO). La primera observación de cada sesión coincide con el primer intervalo en el que todos los valores que componen el índice han registrado su operación de apertura. Esto lleva a que no en todas las sesiones la primera observación corresponda a las 11 hs., aunque dicha circunstancia solamente se produce en el 4 % de las sesiones de la muestra. Por otra parte, se desprecia la variación de precios entre la apertura y el cierre del día anterior, práctica habitual en este tipo de trabajos.

A la hora de comparar las cotizaciones del contrato de futuros con las del índice bursátil debe tenerse en cuenta que la valoración del primero incluye un término que no está presente en el segundo, al cual se le suele denominar «cost of carry». En efecto, la condición de no arbitraje en ausencia de costes de transacción lleva a que se verifique la siguiente relación entre la cotización del futuro y la del índice bursátil subyacente:

$$F_t = I_t e^{(r_t - \delta_t) d} \quad [\text{III.17}]$$

donde F_t es el precio del contrato de futuros que vence dentro de d días, I_t es el índice bursátil subyacente, r_t es el tipo de interés y δ_t es la tasa de rentabilidad por dividendos del índice (13), estando todas estas variables medidas en el instante t . Tomando logaritmos en la expresión anterior, se obtiene:

$$f_t = i_t + (r_t - \delta_t) d \quad [\text{III.18}]$$

donde f_t e i_t son los logaritmos de F_t y de I_t . El segundo término de la parte derecha de la igualdad es el «cost of carry». Por tanto, para convertir

(11) De hecho, esta es la forma de cálculo que se sigue para el cómputo oficial del índice Ibex 35.

(12) Debe notarse que esta serie no coincide temporalmente con la oficial, ya que esta última aparece con unos segundos de retraso, debido al tiempo que media entre que se cruza una operación y aparece el mensaje en el sistema. La preocupación por contar con series de precios lo más simultáneas posible llevó a recalcular el índice.

(13) A la expresión anterior se llega con los siguientes supuestos:

- El tipo de interés es determinístico.
- Los dividendos son perfectamente predecibles.

el índice bursátil en términos equivalentes al contrato de futuros sería necesario sumar a su valoración el «cost of carry». En ausencia de información sobre los dividendos futuros estimados por el mercado y los tipos de interés dicho coste se puede estimar a partir de la relación entre la valoración del contrato de futuros y del índice. En efecto, suponiendo que dicho coste es constante dentro de una sesión, este se puede estimar a partir de la ecuación [III.18], calculando la media de las observaciones disponibles en una sesión j :

$$c_j = \frac{f_t}{N_j} - \frac{i_t}{N_j} \quad [\text{III.19}]$$

donde c_j es la estimación del «cost of carry» en la sesión j , y N_j es el número de observaciones disponibles en dicha sesión. Una vez estimado el «cost of carry», la valoración del índice, corregida de este término, será:

$$ic_t = i_t + c_t \quad [\text{III.20}]$$

donde $c_t = c_j$ para todo t perteneciente a j . Asimismo, se puede definir la sobrevaloración del contado sobre el futuro como (14):

$$s_t = ic_t - f_t \quad [\text{III.21}]$$

Aplicando las expresiones [III.20] y [III.21] se generaron dos series de índices corregidos y dos series de sobrevaloraciones, ambas en términos logarítmicos, utilizando los precios de transacción en un caso y el punto medio de la horquilla en el otro.

En cuanto a los volúmenes, la contratación bursátil se transformó para expresarla en términos de contratos de futuro con el fin de homogeneizar la medición de dicha variable en los dos mercados. Como un contrato de futuro equivale al valor del índice multiplicado por 100 pesetas, el volumen del mercado bursátil homogeneizado se generó de la siguiente manera:

$$VC_t = \sum_{i=1}^{35} \frac{p_{it} NTIT_{it}}{100 IBEXO_t} \quad [\text{III.22}]$$

donde $NTIT_{it}$ es el número de títulos del valor i negociados durante el intervalo de cinco minutos t , p_{it} es el punto medio de la horquilla de precios al final del intervalo t e $IBEXO_t$ es el valor del índice IBEXO al final del in-

(14) Nótese que la sobrevaloración se mide en términos relativos, ya que las variables están en logaritmos.

tervalo t . Para cada sesión la primera observación que se toma es el primer intervalo de cinco minutos posterior al instante en el que todos los valores han realizado su operación de apertura. De esta manera el número de observaciones coincide exactamente con el que se utiliza en los contrastes de precios.

Finalmente, la generación de series se completa con unas medidas de volatilidad de los rendimientos en los dos mercados, definida de igual forma en ambos (15). En primer lugar, se contrasta la presencia de estacionalidades intradía en las series de rendimientos, calculados como la primera diferencia de los logaritmos de las series calculadas a partir del punto medio de la horquilla de precios comprador-vendedor. Con este fin se regresan los rendimientos sobre 72 variables ficticias indicativas de los intervalos de cinco minutos de los que se compone cada sesión. En caso de encontrarse algún intervalo de la sesión en el que los rendimientos sean significativamente diferentes de cero, se descuenta de la serie original el rendimiento medio en esos intervalos (16). Posteriormente, las series desestacionalizadas se regresan sobre retardos de estas, donde el número de retardos se especifica aplicando un contraste de razón de verosimilitudes. Por último, la volatilidad de cada mercado se define como el valor absoluto de los residuos de la última regresión.

III.5. Resultados empíricos

En esta sección se exponen los resultados empíricos del análisis de las relaciones temporales entre el mercado de futuros sobre el índice Ibex 35 y el mercado bursátil. En la primera subsección se realiza un análisis descriptivo de las series objeto de estudio, centrado especialmente en la detección de estacionalidades. Posteriormente, en las tres siguientes subsecciones, se presentan los resultados de los contrastes de causalidad entre el mercado de futuros y el mercado al contado.

III.5.1. Análisis preliminar de la información

En el cuadro III.2 aparecen algunas estadísticas descriptivas de las variables estudiadas en este trabajo. La primera característica relevante que se observa es que los rendimientos del futuro presentan mayor vola-

(15) Esta medida de volatilidad se utiliza solamente para realizar un análisis preliminar, ya que el análisis de las relaciones temporales de la volatilidad se realiza a partir de un modelo de la familia GARCH.

(16) Tal como se comenta más adelante, solamente se encuentra evidencia de estacionalidad en el primero y en el último intervalos del mercado al contado.

ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA DE LAS VARIABLES

	<i>Media</i>	<i>Desv. típica</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
Rendimientos (%)				
Contado	0,00	0,06	-0,64	0,73
Futuro	0,00	0,08	-0,79	0,72
Volúmenes (nº contratos)				
Contado	1.008,71	1.792,60	9,56	57.236,29
Futuro	934,94	1.319,66	0,00	23.402,00
Volatilidades (%)				
Contado	0,04	0,05	0,00	0,73
Futuro	0,06	0,06	0,00	0,79
Sobrevaloración contado (%)	0,00	0,10	-0,51	0,70

Los rendimientos se definen como la primera diferencia logarítmica del punto medio de la horquilla de precios.

El volumen del mercado al contado está expresado en términos equivalentes a contratos de futuros. Para ello se ha dividido el volumen efectivo de los 35 valores que componen el índice Ibex 35 por 100 veces el valor de dicho índice al final de cada intervalo. La valoración de los volúmenes y del índice se ha realizado con el punto medio de la horquilla de precios.

La volatilidad de cada mercado se define como el valor absoluto de los residuos de la regresión de los rendimientos desestacionalizados sobre varios retardos de estos, donde el número de retardos se especifica según un contraste de razón de verosimilitudes.

La sobrevaloración del contado se mide como la diferencia logarítmica entre el índice Ibex 35 corregido del efecto del «cost of carry» y la cotización del futuro. Dicha corrección se ha realizado sumando al logaritmo del índice una estimación del «cost of carry», que se calcula como la diferencia de la media diaria de los logaritmos del futuro y del índice.

tilidad que los del contado. A esta conclusión se llega tanto si se comparan las desviaciones típicas de las series originales como si se observan las medias de las variables que miden las volatilidades.

Por otra parte, se observa que los volúmenes medios acumulados de los valores que componen el índice Ibex 35 superan a los volúmenes medios de negociación con futuros. No obstante, debe tenerse en cuenta que en el horario del análisis se excluye una parte de la negociación con futuros; concretamente, aquella que tiene lugar cuando el mercado al contado está cerrado.

En cuanto a la sobrevaloración del contado, destaca el reducido valor que toma su desviación típica (0,10 %), lo que sugiere que la aproximación que se utiliza para estimar el «cost of carry» es razonablemente buena, ya que, suponiendo normalidad, en el 95 % de las observaciones la relación de precios contado-futuro no sería arbitrable, ya que la sobre-

«COST OF CARRY» ESTIMADO (a)



(a) Las líneas verticales corresponden a las fechas de vencimiento del contrato de futuros.

valoración estaría dentro de una banda ($-0,2\%$ y $0,2\%$) que es inferior a los costes de transacción (estos suelen representar, en términos medios, aproximadamente el $0,3\%$). Un análisis más detallado de la serie de sobrevaloración indica que en el $91,6\%$ de las observaciones el valor absoluto de aquella serie era inferior a los costes de transacción asociados a los diferenciales de precios, aproximados como la semisuma de las horquillas relativas de los precios del índice (17) y del futuro. Este resultado indica que, por lo menos, en el $91,6\%$ de las observaciones de la muestra el arbitraje no era posible.

En el gráfico III.1 se representa la evolución del «cost of carry» estimado. Las principales características de esta serie son las siguientes:

- a) Oscila en un rango comprendido entre $-0,4\%$ y $0,8\%$.

(17) La horquilla de precios del índice se calculó como la diferencia entre las capitalizaciones del índice evaluadas a los precios de compra y de venta, respectivamente, sobre el punto medio, y la horquilla del futuro se calculó como la diferencia entre las cotizaciones de compra y de venta sobre el punto medio de ambas.

EVOLUCIÓN INTRADÍA DE LOS VOLÚMENES (a)



(a) El volumen del mercado de contado está expresado en términos equivalentes a contratos de futuros. Para ello se ha dividido el volumen efectivo de los 35 valores que componen el índice Ibex 35 por 100 veces el valor de dicho índice al final de cada intervalo. La valoración de los volúmenes y del índice se ha realizado tomando el punto medio de la horquilla de precios.

- b) Presenta unos valores positivos durante la mayor parte del período, con la excepción de los meses de enero, febrero y junio.
- c) En la fecha de vencimiento la serie se encuentra próxima a cero.

Todas estas características están en línea con las propiedades que debe tener el «cost of carry», de acuerdo con la teoría. En efecto, el «cost of carry» está formado por dos componentes con distinto signo (véase expresión [III.18]): el efecto de la financiación, cuyo impacto es positivo y depende del nivel de los tipos de interés, y la rentabilidad por dividendos, cuyo impacto es negativo. Obsérvese, por ejemplo, que en la fecha del vencimiento el «cost of carry», de acuerdo con la teoría, debe ser igual a cero. Por otra parte, tomando los tipos de interés del período estudiado y el importe de los dividendos pagados por las compañías que forman parte del índice se obtienen unos valores del «cost of carry» que se encuentran dentro del rango estimado. El hecho de que el «cost of carry» tome un valor positivo durante la mayor parte del período se explica porque el impacto de la financiación es, en el período estudiado, superior al de los dividendos, con la excepción de los meses de enero y junio,

EVOLUCIÓN INTRADÍA DE LA VOLATILIDAD (a)



(a) La volatilidad de cada mercado se define como el valor absoluto de los residuos de la regresión de los rendimientos desestacionalizados sobre varios retardos de estos, donde el número de retardos se especifica según un contraste de razón de verosimilitudes.

durante los cuales se concentra el pago de la mayor parte de los dividendos.

Con el fin de completar el análisis del comportamiento estadístico de las series se ha llevado a cabo un estudio sobre la presencia de estacionalidades intradía. En otros mercados existe una amplia evidencia sobre este tipo de comportamiento para algunas de estas series (18). El procedimiento seguido para el estudio de las estacionalidades consiste en introducir variables ficticias indicativas de los intervalos de cinco minutos de los que se compone una sesión.

Por lo que respecta a los rendimientos, se detecta un comportamiento estacional en el mercado al contado en el primer y último intervalos de la sesión, si bien la importancia cuantitativa de este efecto es muy pequeña (0,02 % de rentabilidad media en el primer intervalo y 0,06 % en el último). En cambio, este tipo de comportamiento no aparece con los rendimientos del futuro. La asimetría entre las dos series de rendimientos en

(18) Véase, por ejemplo, Wood, McInish y Ord (1985).

cuanto a las estacionalidades diarias se explica, probablemente, por el hecho de que el primer y último intervalos diarios coinciden con la apertura y el cierre del mercado bursátil, pero no con la apertura y cierre del mercado de futuros.

En cuanto a la sobrevaloración del contado, solamente se encuentra un comportamiento estacional durante el último intervalo diario, en el que dicha variable toma un valor medio positivo.

Finalmente, por lo que respecta a los volúmenes y las volatilidades, tal como se puede apreciar en los gráficos III.2 y III.3, estas series presentan un perfil diario en forma de U. El brusco aumento de las volatilidades y volúmenes en el intervalo entre 14.30 y 14.35 hs. está relacionado, probablemente, con el hecho de que a esa hora se suelen anunciar las estadísticas económicas más importantes de la economía americana.

III.5.2. Relación dinámica de las medias de los precios

III.5.2.1. Especificación del modelo

En esta sección se estudian las relaciones temporales de la media de los precios negociados en los dos mercados objeto de análisis (futuro y contado). La metodología que se utiliza es la estimación de un modelo VAR. Como es conocido, para especificar correctamente dicho modelo debe de estudiarse primeramente el orden de integración de las series de precios, así como su posible cointegración. En efecto, tal como mostraron Engle y Granger (1987), si dos variables están cointegradas, la especificación correcta de su relación dinámica es un modelo VAR en primeras diferencias que incluya como término adicional el error de la ecuación de cointegración, denominado término de corrección de error (TCE).

Antes de exponer los resultados del análisis del orden de integración de las variables, conviene advertir que las series de precios que se utilizan en este trabajo se diferencian en dos características de las que se utilizan en la mayoría de los trabajos de la literatura. La primera diferencia consiste en tomar el punto medio de las horquillas comprador-vendedor en lugar de los precios de transacción, y la segunda es que el índice bursátil se corrige para expresarlo en términos del futuro, sumándole para ello una estimación del «cost of carry», siguiendo el procedimiento descrito en la sección III.4.

La utilización del punto medio de las horquillas de precios en lugar de los precios de transacción aporta dos ventajas al análisis. En primer lugar, se reduce el problema de la contratación infrecuente, ya que, por definición, las órdenes de precios aparecen con una frecuencia superior a

la de las transacciones, pues solo un subconjunto de las órdenes introducidas en el sistema terminan cruzándose (19). En este sentido, la información que proporcionan las órdenes y, en consecuencia, las horquillas es más actualizada que la que contienen las transacciones. Adicionalmente, con el punto medio de la horquilla se elimina la variabilidad de los precios de transacción entre los dos lados de la horquilla, lo que contribuye a reducir el ruido que incorporan las series de precios de transacción, en el sentido de que desaparecen unos movimientos que no reflejan variaciones en el valor que el mercado asigna a los activos.

La corrección del índice por el «cost of carry» se realiza con la finalidad de enriquecer el análisis estadístico de la dinámica de las dos series de precios (contado y futuro) con un elemento sugerido por la teoría. Al tratarse de un modelo que incorpora más información cabría esperar que este modelo capturase mejor las relaciones dinámicas entre los dos mercados.

Debe notarse que la corrección por el «cost of carry» solamente afecta a la ecuación de cointegración y, en consecuencia, al TCE, ya que, al suponerse que el «cost of carry» es fijo dentro de la sesión, las primeras diferencias de las series no se ven modificadas. Una forma alternativa de recoger la relación de precios sugerida por la teoría en la ecuación de cointegración consistiría en permitir que la constante de dicha ecuación varíe según la sesión. Es decir, se debería estimar el siguiente modelo:

$$i_t = \sum_{j=1}^T D_j + f_t + \mu_t \quad [\text{III.23}]$$

donde D_j es una variable ficticia que toma valor unitario para todas las observaciones pertenecientes a la sesión j y cero en otro caso, y T es el número de sesiones en la muestra.

En cualquier caso, tal como se muestra a continuación, la metodología que se ha seguido se puede interpretar que es una aproximación de aquella estimación en dos etapas. La estimación del «cost of carry» es equivalente a estimar los coeficientes β_j de la ecuación [III.23] con la restricción que el coeficiente β_j es igual a 1. En efecto, la estimación del modelo [III.23] con aquella restricción produce el siguiente resultado $\beta_j^e = -c_j$, donde c_j es la estimación del «cost of carry» (véase ecuación [III.19]). La segunda etapa de la metodología seguida (estimación de la ecuación de cointegración entre el futuro y el índice corregido) es equiva-

(19) A modo de ejemplo, según los datos publicados por la Sociedad de Bolsas, en 1996 el número de órdenes introducidas en el mercado continuo fue de 23.515 y el número de operaciones fue de 13.410.

lente a la estimación del modelo [III.23] con la restricción de que los coeficientes β_j son iguales a la estimación de la primera etapa más una constante. En efecto, por definición:

$$ic_t = i_t - \sum_{j=1}^T \beta_j D_j \quad [III.24]$$

Entonces, la ecuación de cointegración estimada:

$$ic_t = a + b f_t + \mu_t \quad [III.25]$$

se puede reescribir como

$$i_t = a + \sum_{j=1}^T \beta_j D_j + b f_t + \mu_t \quad [III.26]$$

Debe notarse que, con la corrección del índice por el «cost of carry», la ecuación de cointegración captura las relaciones de arbitraje entre los dos mercados, mientras que con la metodología tradicional dicha ecuación recogía la convergencia entre los precios del contado y del futuro que se produce al vencimiento de los contratos. Por otra parte, con el modelo propuesto en este trabajo el TCE tiene una interpretación económica muy definida, pues este mide la sobrevaloración del contado con relación al futuro.

El orden de integración de las series se estudia a partir de los contrastes de Dickey-Fuller (DF) y Dickey-Fuller aumentado (DFA), los cuales se definen como el estadístico t del coeficiente α_1 de la siguiente regresión:

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \sum_{j=1}^r \alpha_j X_{t-j} + v_t \quad [III.27]$$

donde X_t es la variable cuya estacionariedad se desea estudiar y X_t es su primera diferencia. Los dos contrastes se diferencian por el hecho de que el de DF se obtiene cuando se restringe a que r tome un valor nulo, mientras que para computar el estadístico de DFA es preciso incluir retardos de la variable endógena con el fin de eliminar la autocorrelación de los residuos. En estos contrastes la hipótesis nula es que la serie es integrada de orden 1. Alternativamente, en la regresión se puede incluir una tendencia, en cuyo caso la hipótesis alternativa que se contrasta es que la variable es estacionaria alrededor de una tendencia determinística. Debe tenerse en cuenta que los valores críticos de estos contrastes no coinciden con los de la distribución t, pero se encuentran tabulados en algunos trabajos como, por ejemplo, en MacKinnon (1991).

CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS EN LOS PRECIOS

<i>Variable</i>	<i>DF</i>	<i>DFA</i>	<i>r</i>	<i>Q(10)</i>
ic_t	-0,78	-1,06	2	10,50
f_t	-1,15	-1,20	1	7,41
i_t	-107,84*	-78,72*	1	10,44
f_t	-116,55*	-116,55*	0	7,43

ic_t es el logaritmo del índice Ibox 35 corregido del efecto del «cost of carry», y f_t es el logaritmo del precio del futuro.

El contraste de la existencia de una raíz unitaria (series ic_t y f_t) se ha realizado incluyendo constante y tendencia, mientras que el contraste de la existencia de dos raíces unitarias (series ic_t y f_t) se ha realizado sin constante ni tendencia.

DF: Estadístico de Dickey y Fuller.

DFA: Estadístico de Dickey y Fuller aumentado.

r: Número de retardos incluidos en la regresión del estadístico DFA.

Q(10): Estadístico de Ljung-Box para 10 retardos, calculado con los residuos de la ecuación estimada con r retardos de la variable endógena.

*: Significativo al 1 %.

En el cuadro III.3 aparecen los resultados de los contrastes de raíces unitarias aplicados a los logaritmos del precio del futuro y del índice corregido por el «cost of carry». En ambos casos se ha incluido una constante y una tendencia, pues ambas han resultado significativas. Tal como se puede apreciar en dicho cuadro, la hipótesis nula de integración de orden uno no se puede rechazar, a los niveles de significación habituales, para ninguna de las dos series.

La presencia de dos raíces unitarias se contrasta utilizando los mismos estadísticos, pero aplicados a las primeras diferencias de las series. En este caso, no se incluyen ni tendencia ni constante. Los resultados de este ejercicio permiten rechazar la hipótesis de dos raíces unitarias (véase cuadro III.3).

Una vez que se encuentra que las dos series de precios presentan una raíz unitaria, se pasa a contrastar si estas están cointegradas. Con este fin, se sigue el contraste en dos etapas propuesto por Engle y Granger (1987), cuya primera etapa consiste en la estimación por MCO de la siguiente ecuación:

$$ic_t = a + bf_t + \mu_t \quad [III.28]$$

y cuya segunda etapa es el contraste de raíz unitaria para los residuos de dicha estimación. Se concluye que las dos series están cointegradas siempre que se encuentre que dichos residuos son estacionarios.

CONTRASTE DE COINTEGRACIÓN ENTRE LOS PRECIOS DEL CONTADO Y EL FUTURO

A: Ecuación de cointegración

Variable	Coefficiente	Error estándar (a)	Estadístico t (b)
Constante	0,003	0,0027	1,23
f_t	1,000	0,0003	1,23

La ecuación de cointegración es la siguiente: $ic_t = a + bf_t + \mu_t$, donde ic_t es el logaritmo del índice Ibex 35 corregido del «cost of carry» y f_t es el logaritmo del precio del futuro.

(a) Error estándar robusto a la heteroscedasticidad y autocorrelación hasta orden 10 [Newey y West (1987)].

(b) Contraste individual de las H_0 : $a = 0$ y $b = 1$.

B: Contraste de raíz unitaria en los residuos de la ecuación de cointegración

Variable	DF	DFA	r	Q(10)
s_t	-47,28*	-26,16*	10	0,22

$s_t = ic_t - f_t$.

El contraste de cointegración se ha realizado sin incluir ni constante ni tendencia.

DF: Estadístico de Dickey y Fuller.

DFA: Estadístico de Dickey y Fuller aumentado.

p: Número de retardos incluidos en la regresión del estadístico DFA.

Q(10): Estadístico de Ljung-Box para 10 retardos, calculado con los residuos de la ecuación estimada con r retardos de la variable endógena.

*: Significativo al 1%.

Tal como se ha comentado anteriormente (véase ecuación [III.18]), la teoría indica que el coeficiente a de dicha ecuación es igual a cero, y que el coeficiente b es igual a la unidad. Esa inferencia de la teoría es confirmada por la evidencia contenida en el cuadro III.4, ya que aquella hipótesis no se puede rechazar al 1 %. Dado este resultado, en todos los pasos posteriores se utiliza la serie de sobrevaloración del contado (diferencia entre el índice corregido y el precio del futuro) en lugar de los residuos de aquella regresión (20).

Tal como se refleja en el panel B del cuadro III.4, los resultados de la segunda etapa del contraste de cointegración permiten rechazar, a los niveles habituales, la hipótesis nula de integración de orden 1 utilizando tanto el estadístico de DF como el de DFA. En consecuencia, se acepta la hipótesis de cointegración entre los logaritmos del índice corregido y del precio del futuro.

(20) En cualquier caso, la utilización de los residuos de la regresión tiene un impacto prácticamente inapreciable en los resultados, no afectando a ninguna de las conclusiones.

La evidencia que se acaba de encontrar indica que la especificación correcta de las relaciones temporales entre los precios en los dos mercados debe ser un modelo VAR con mecanismo de corrección de error. En consecuencia, el modelo que se estima es el siguiente (21):

$$i_t = a_1 + \sum_{j=1}^p b_{1j} i_{t-j} + \sum_{j=1}^p c_{1j} f_{t-j} + s_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad [\text{III.29}]$$

$$f_t = a_2 + \sum_{j=1}^p b_{2j} i_{t-j} + \sum_{j=1}^p c_{2j} f_{t-j} + s_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad [\text{III.30}]$$

donde i_t y f_t son las primeras diferencias (rendimientos) de los logaritmos del índice y del futuro desestacionalizados (22), s_{t-1} es la sobrevaloración del índice respecto al contado desestacionalizada (23) y retardada un período, p es el número máximo de retardos y ε_{1t} y ε_{2t} son perturbaciones que se suponen ruido blanco.

En cuanto al número de retardos, se supone que este es idéntico para las dos ecuaciones y variables, y se especifica a partir de un contraste de razón de verosimilitudes aplicado a la estimación conjunta de las dos ecuaciones. Concretamente, se parte inicialmente de un modelo con 10 retardos y se va reduciendo este siempre que se acepte la hipótesis de valor nulo en los coeficientes eliminados. Adicionalmente, se contrasta la ausencia de autocorrelación en los residuos del modelo finalmente estimado mediante el estadístico de Ljung-Box.

El estudio de la existencia de una relación de causalidad de los precios en el sentido de Granger en la dirección de futuro a contado requiere el contraste de la significatividad conjunta de los coeficientes c_{1j} y c_{2j} . Igualmente, el estudio de causalidad en el sentido contrario requiere el contraste de significatividad conjunta de los coeficientes b_{1j} y b_{2j} . En ambos casos el contraste que se sigue es el de razón de verosimilitudes:

(21) Nótese que $ic_t = i_t$, ya que $ic_t = i_t + c_t$, donde c_t toma un valor fijo dentro de la sesión, y se elimina la variación de precios entre el cierre de una sesión y la apertura de la siguiente.

(22) El primer y último rendimientos diarios del mercado al contado se han corregido del comportamiento estacional. La corrección se realiza deduciendo la media muestral del intervalo a cada uno de estos dos rendimientos. Es decir, se trata de eliminar los movimientos anticipados de los precios con la finalidad de evitar que estos influyan en las estimaciones de los parámetros del modelo. En este sentido, debe recordarse que las estacionalidades que se han detectado en los rendimientos del mercado bursátil son movimientos anticipados de los precios que se deben a fricciones relacionadas con la apertura y cierre de dicho mercado.

(23) Se ha corregido la última observación diaria del comportamiento estacional. El procedimiento seguido es el mismo que se lleva a cabo con los rendimientos del mercado al contado (véase nota 22).

$LR = 2 (l_{sr} - l_r)$, donde l_{sr} y l_r son el logaritmo de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y en el modelo restringido, respectivamente. Como es conocido, este contraste se distribuye asintóticamente, bajo la hipótesis nula, como una χ^2 con $p + 1$ grados de libertad.

III.5.2.2. Resultados

Los principales resultados de la estimación de las ecuaciones [III.29] y [III.30] aparecen en el cuadro III.5. Tal como se puede observar, la especificación del modelo incluye tres retardos, lo que, a la vista del contraste de Ljung-Box, parece suficiente para eliminar la autocorrelación de las perturbaciones.

Los dos contrastes de causalidad permiten rechazar al 1 % la hipótesis nula de ausencia de causalidad. En consecuencia, la evidencia es favorable a la existencia de una relación de causalidad bidireccional entre el precio del futuro y el índice.

El estudio individualizado de la significatividad de los coeficientes muestra que la interacción entre los dos mercados se produce a través de una doble vía. Por una parte, esta se produce a través del TCE, ya que el coeficiente de dicha variable es estadísticamente significativo y, además, aparece con el signo esperado: negativo en la ecuación del contado y positivo en la ecuación del futuro. Es decir, que si el contado está sobrevalorado en relación con el futuro el índice tiende a decrecer y el futuro tiende a crecer. En otras palabras, siempre que no se cumpla la relación a largo plazo (igualdad entre los precios, corregidos del «cost of carry») los precios se moverán en ambos mercados para restablecer el equilibrio.

En segundo lugar, la interacción entre los dos mercados se captura a través de los retardos de los rendimientos del «otro» mercado (coeficientes c_{1j} y b_{2j}). En efecto, tal como se observa en el cuadro III.5, los coeficientes de algunos de los rendimientos retardados de cada uno de los dos mercados son significativos en la ecuación del otro. El signo de estos coeficientes es, con la excepción del segundo retardo del rendimiento del índice en la ecuación del futuro, positivo. Es decir, que los movimientos en los precios de un mercado tienden a ir seguidos por movimientos en la misma dirección en los precios del otro mercado.

Aunque las dos vías de interacción que se acaban de describir aparecen en los dos mercados, se puede apreciar una asimetría en su importancia cuantitativa. Así, se observa que tanto el valor absoluto del coeficiente del TCE como el de los coeficientes de los rendimientos retardados del «otro» mercado son superiores en la ecuación del contado. Asimismo,

**RELACIÓN DINÁMICA DE LAS MEDIAS DE LOS PRECIOS
EN LOS DOS MERCADOS (CONTADO Y FUTURO), UTILIZANDO EL PUNTO
MEDIO DE LA HORQUILLA DE PRECIOS Y CORRIGIENDO EL ÍNDICE
POR EL «COST OF CARRY»**

<i>Ecuación contado. Variable endógena: Δi_t</i>			<i>Ec. futuro. Variable endógena: Δf_t</i>		
$R^2: 0,15$	$\sigma = 0,0567$	$N: 14.327$	$R^2: 0,02$	$\sigma = 0,0816$	$N: 14.327$
<i>Var. independiente</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>	
i_{t-1}	0,003	0,15	0,116	5,25*	
i_{t-2}	-0,058	-3,89*	-0,049	-2,49**	
i_{t-3}	-0,022	-1,71	0,008	0,47	
f_{t-1}	0,217	18,73*	0,046	2,97*	
f_{t-2}	0,064	5,83*	-0,003	-0,18	
f_{t-3}	0,038	3,70*	-0,001	-0,05	
s_{t-1}	-0,094	-12,45*	0,075	7,83*	
	<i>Valor</i>	<i>p-valor</i>	<i>Valor</i>	<i>p-valor</i>	
Contraste LR causalidad	1.740,67	0,00	193,29	0,00	
Q(10)	15,95	0,11	6,52	0,77	

Las dos ecuaciones se han estimado por MCO. El futuro y el índice Ibex 35 se han calculado a partir del punto medio de la horquilla de precios.

i_{t-j} para $j = 0, \dots, 3$ es la primera diferencia del logaritmo del índice desestacionalizada y retardada j períodos; f_{t-j} para $j = 0, \dots, 3$ es la primera diferencia del logaritmo del futuro retardada j períodos; s_{t-1} es la sobrevaloración del contado retarda un período, y se define como la diferencia logarítmica entre el índice Ibex 35 corregido del efecto del «cost of carry» y la cotización del futuro. Dicha corrección se ha realizado sumando al logaritmo del índice una estimación del «cost of carry», que se calcula como la diferencia de la media diaria de los logaritmos del futuro y del índice.

Contraste LR de causalidad: El estadístico $LR = 2(l_{sr} - l_r)$, donde l_{sr} y l_r son el logaritmo de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y en el modelo restringido, que bajo la H_0 se distribuye como una χ^2 con 4 grados de libertad. En la ecuación de contado, la H_0 es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables f_{t-j} para $j = 1, \dots, 3$ y de la variable s_{t-1} . En la ecuación del futuro, la H_0 es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables i_{t-j} para $j = 1, \dots, 3$ y de la variable s_{t-1} .

Estadístico t calculado con errores estándar robustos a heteroscedasticidad [White (1980)]; * es la desviación típica del error de la ecuación.

Q(10) es el estadístico de Ljung-Box para 10 retardos.

N: Número de observaciones.

*: Significativo al 1 %.

**: Significativo al 5 %.

se encuentra que, en dicha ecuación, un mayor número de estos últimos coeficientes son significativos. Todas estas características parecen apuntar a que la transmisión de información desde el futuro hacia el contado tiene mayor importancia que la que se produce en el sentido contrario.

Comparando los resultados que se acaban de presentar con los de otros trabajos de la literatura, la primera característica que se aprecia es que, en nuestros resultados, el TCE juega un papel más importante a la

hora de explicar la interacción entre los dos mercados. Esta característica se refleja en el menor número de retardos que aparecen en la relación dinámica. Por otra parte, la velocidad con la que se ajustan los precios a los desequilibrios es más alta en nuestro caso, ya que el valor absoluto del coeficiente del TCE es sustancialmente mayor. Esta característica no es sorprendente, puesto que, bajo nuestra modelización, la relación de equilibrio recoge una condición de arbitraje, mientras que con la metodología tradicional aquella relación capta la convergencia al vencimiento entre los dos precios. Finalmente, en nuestros resultados la asimetría de los coeficientes que capturan la interacción entre los mercados parece ser menor.

En Lafuente (1995), por ejemplo, se estiman unos coeficientes del TCE que son, en valores absolutos, más de cinco veces inferiores a los nuestros. Asimismo, la especificación del modelo incluye un total de ocho retardos frente a solo tres en nuestro caso. Finalmente, como muestra de la mayor asimetría que se encuentra en aquel trabajo puede compararse la diferencia entre los coeficientes que capturan la interacción entre los mercados con los nuestros. En concreto, si se suman los coeficientes c_{1j} y b_{2j} significativos al 5 % se obtienen los siguientes resultados: 0,78 y 0,02 en Lafuente (1995), frente a 0,32 y 0,07 en nuestro caso. Igualmente, en aquel trabajo el coeficiente del TCE es -0,02 en la ecuación del contado y 0,01 en la del futuro y, en nuestros resultados aquellos coeficientes son -0,09 y 0,08, respectivamente.

Dado que el mercado objeto de análisis en Lafuente (1995) es el mismo que en este trabajo, se podría pensar que la novedad de nuestros resultados debe ser atribuible a los cambios metodológicos introducidos. Precisamente, con el fin de validar esta impresión se estudia a continuación el impacto sobre los resultados de las innovaciones metodológicas.

En el cuadro III.6 aparecen los resultados de la estimación del modelo cuando las variables se definen de la forma tradicional: sin corregir por el «cost of carry» y con los precios de transacción (24). Tal como se aprecia en dicho cuadro, los resultados son similares a los que se documentan en Lafuente (1995) y van en la misma línea que los que se documentan en otros trabajos. En concreto, se encuentra que la especificación del modelo incluye un mayor número de retardos, al pasarse de tres a ocho, y que se reduce la velocidad de ajuste. Por otra parte, aunque se sigue aceptando una relación de causalidad bidireccional, se detecta una

(24) Para especificar el modelo estimado se han seguido los mismos pasos que se describieron con el modelo anterior. Es decir, se contrasta primero la existencia de cointegración y, tras ser aceptada, se especifica un VAR con corrección de error. En esta ocasión, dicho término se toma de los residuos de la ecuación de cointegración. Finalmente, el número de retardos se ha especificado a partir de un contraste de razón de verosimilitudes.

**RELACIÓN DINÁMICA ENTRE LAS MEDIAS DE LOS PRECIOS
EN LOS DOS MERCADOS (CONTADO Y FUTURO), UTILIZANDO EL PRECIO
DE LA ÚLTIMA TRANSACCIÓN Y SIN CORREGIR EL ÍNDICE
POR EL «COST OF CARRY»**

<i>Ecuación contado. Variable endógena: Δi_t</i>			<i>Ec. futuro. Variable endógena: Δf_t</i>		
$R^2: 0,14$	$\sigma = 0,0734$	$N: 14.322$	$R^2: 0,01$	$\sigma = 0,0932$	$N: 14.322$
<i>Var. independiente</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>	
i_{t-1}	-0,161	-10,26*	0,116	6,84*	
i_{t-2}	-0,161	-11,32*	0,010	0,62	
i_{t-3}	-0,112	-8,56*	0,034	2,21**	
i_{t-4}	-0,082	-6,30*	0,027	1,76	
i_{t-5}	-0,054	-4,41*	0,024	1,62	
i_{t-6}	-0,032	-2,58*	0,039	2,64*	
i_{t-7}	-0,027	-2,23**	0,003	0,17	
i_{t-8}	-0,006	-0,53	0,024	1,83	
f_{t-1}	0,311	28,01*	-0,082	-6,17*	
f_{t-2}	0,188	16,94*	-0,063	-4,51*	
f_{t-3}	0,128	11,59*	-0,056	-4,01*	
f_{t-4}	0,092	8,42*	-0,028	-2,01**	
f_{t-5}	0,066	5,99*	-0,033	-2,48**	
f_{t-6}	0,050	4,57*	-0,020	-1,50	
f_{t-7}	0,032	3,10*	-0,019	-1,42	
f_{t-8}	0,011	1,15	-0,015	-1,20	
μ_{t-1}	-0,014	-5,68*	0,002	0,57	
	<i>Valor</i>	<i>p-valor</i>	<i>Valor</i>	<i>p-valor</i>	
Contraste LR causalidad	1.764,62	0,00	97,68	0,00	
Q(10)	4,38	0,93	1,89	1,00	

Las dos ecuaciones se han estimado por MCO. El futuro y el índice Ibex 35 se han calculado a partir del punto medio de la horquilla de precios.

i_{t-j} para $j = 0, \dots, 8$ es la primera diferencia del logaritmo del índice desestacionalizada y retardada j periodos; f_{t-j} para $j = 0, \dots, 8$ es la primera diferencia del logaritmo del futuro retardada j periodos; μ_{t-1} es el residuo retardado un periodo de la ecuación de cointegración entre el índice y el futuro, estimado por MCO.

Contraste LR de causalidad: El estadístico $LR = 2(l_{sr} - l_r)$, donde l_{sr} y l_r son el logaritmo de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y en el modelo restringido, que bajo la H_0 se distribuye como una χ^2 con 9 grados de libertad. En la ecuación de contado, la H_0 es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables f_{t-j} para $j = 1, \dots, 8$ y de la variable μ_{t-1} . En la ecuación del futuro, la H_0 es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables i_{t-j} para $j = 1, \dots, 8$ y de la variable μ_{t-1} .

Estadístico t calculado con errores estándar robustos a heteroscedasticidad [White (1980)]; * es la desviación típica del error de la ecuación.

Q(10) es el estadístico de Ljung-Box para 10 retardos.

N: Número de observaciones.

* : Significativo al 1 %.

** : Significativo al 5 %.

mayor asimetría de los coeficientes que recogen las interacciones entre los dos mercados. Esta característica se aprecia tanto en el coeficiente del TCE, que deja de ser significativo en la ecuación del futuro, como en los coeficientes de los rendimientos retardados del futuro en la ecuación del contado, los cuales son claramente superiores a los que se encontraban con la especificación anterior, sin que los coeficientes simétricos de estos varíen apreciablemente en la ecuación del futuro.

Con objeto de conocer el impacto marginal sobre los resultados de cada una de las dos innovaciones introducidas, se estiman los modelos relajando cada una de estas innovaciones por separado. Los resultados de este ejercicio aparecen en el apéndice III.B. En el cuadro III.B.1 aparecen los resultados que se obtienen cuando el índice no se corrige por el «cost of carry», pero se toma el punto medio de la horquilla de precios. Se observa que este ejercicio produce resultados similares a los que se encontraban con la modelización previa (véase cuadro III.6). Así, se mantiene el número de retardos en ocho y se detecta un ajuste más lento en comparación con los resultados del cuadro III.5. Igualmente, la relación causal bidireccional continúa apareciendo. Sin embargo, en comparación con el cuadro III.6, se produce una reducción de la asimetría en los coeficientes de los rendimientos retardados del otro mercado. Este resultado sugiere que la utilización de los precios de transacción podría estar sesgando la importancia que tiene la transmisión de información desde el futuro hacia el contado.

Finalmente, en el cuadro III.B.2 aparecen los resultados que se obtienen cuando se toman los precios de transacción y se corrige por el «cost of carry». En este caso, la dinámica se asemeja más a la del cuadro III.5, en el sentido de que, en comparación con los dos modelos anteriores (véanse cuadros III.6 y III.B.1), se reduce el número de retardos y aumenta la velocidad de ajuste. Este resultado parece indicar que el elevado número de retardos que aparecen en las dinámicas que caracterizan a los modelos de la literatura es atribuible a que, en dichos modelos, no se corrige por el «cost of carry». Por otra parte, en comparación con el cuadro III.5, parece detectarse una mayor asimetría en las interacciones de los mercados. En este sentido, destacan las diferencias en el valor absoluto de los coeficientes del término de error, que es de 0,16 en la ecuación del contado y de 0,08 en la ecuación del futuro, frente a unos valores de 0,09 y 0,08 en el cuadro III.5. Igualmente, la suma de los coeficientes significativos de los rendimientos retardados del otro mercado es de 0,36 en la ecuación del futuro y de 0,03 en la ecuación del contado, frente a unos valores de 0,32 y 0,07, respectivamente, que se obtienen con las estimaciones del cuadro III.5.

En resumen, los resultados de este epígrafe sugieren que la pronunciada asimetría que se encuentra en la literatura, en relación con la direc-

ción que toman las relaciones causales entre los precios de los dos mercados, es parcialmente atribuible al problema de contratación infrecuente y al hecho de que se ignoran las relaciones de arbitraje en la especificación de los modelos. De todas formas, en el análisis anterior no se ha tenido en cuenta el impacto sobre la dinámica de los rendimientos retardados del propio mercado. En el siguiente epígrafe se examina con más cuidado la relación dinámica que se infiere de cada uno de los modelos que se han estimado utilizando una herramienta analítica más adecuada.

III.5.2.3. Las funciones de reacción a un impulso

La relación dinámica entre el precio del futuro y el índice que se deriva de las estimaciones de las ecuaciones [III.29] y [III.30] se puede estudiar a partir de las funciones de reacción a un impulso. Los coeficientes de estas funciones, $R_{mn}(s)$, se definen como el impacto de una perturbación unitaria producida en el mercado n sobre la variación en el precio en el mercado m s períodos más adelante, condicionado a que la perturbación en el otro mercado se mantiene fija. Nótese que esta definición recoge el impacto de una perturbación específica producida en el mercado n .

Los coeficientes de la función de reacción se pueden calcular resolviendo recursivamente las dos ecuaciones estimadas (25). Más concretamente, se parte de una situación en la que existe equilibrio (TCE es nulo) y se introduce una perturbación unitaria en una de las dos ecuaciones. A partir de estas condiciones iniciales se pueden calcular recursivamente las variaciones de precios que se producirán en ambos mercados durante los intervalos siguientes.

Estas funciones permiten caracterizar completamente la relación dinámica entre las dos series de precios, ya que recogen el impacto que se deriva de la interacción de todas las variables. En este sentido, dichas funciones constituyen una herramienta analítica mucho más útil que el análisis individual de los parámetros del modelo, ya que sintetizan toda la información relevante que contienen dichos parámetros.

En este epígrafe se utilizan las funciones de reacción a un impulso, con el fin de cuantificar el grado de asimetría en las interacciones dinámicas de los dos mercados. Según lo que se ha comentado en el párrafo anterior, este tipo de análisis parece claramente preferible al que se realiza en la literatura, que consiste en comparar cuál de las dos ecuaciones presenta un orden j mayor en los retardos de los coeficientes significati-

(25) Véase apéndice III.A.

**FUNCIONES DE REACCIÓN A UN IMPULSO EN EL NIVEL
DE PRECIOS DEL MERCADO AL CONTADO**



vos que capturan efectos cruzados (c_{1j} y b_{2j}). En dichos trabajos se concluye que el mercado que lidera con mayor intensidad es aquel donde el retardo j es mayor (26).

En los gráficos III.4 y III.5 se representan las funciones de reacción a un impulso que se deducen de las estimaciones del cuadro III.5; es decir, cuando se toma el precio medio de la horquilla y se corrige por el «cost of carry». En estos gráficos se observa que tras la aparición de una sorpresa específica positiva en el precio de uno de los dos mercados se inicia un proceso de variación de precios en los dos mercados, de forma que en el mercado donde se produjo aquella innovación los precios tienden a decrecer, corrigiendo parcialmente el movimiento inicial, mientras que en el otro mercado los precios tienden a crecer. Asimismo, se observa que las variaciones de precios en valor absoluto convergen hacia cero a medida que transcurre el tiempo.

(26) En la literatura suelen aparecer comentarios del tipo: «el mercado de futuros se adelanta al contado en x minutos mientras que el contado solamente se adelanta en y minutos», donde $x = j_1 l$, $y = j_2 l$, siendo l la duración en minutos del intervalo, j_1 el retardo j de mayor orden de entre los coeficientes c_{1j} y j_2 el retardo j de mayor orden de entre los coeficientes b_{2j} .

**FUNCIONES DE REACCIÓN A UN IMPULSO EN EL NIVEL
DE PRECIOS DEL MERCADO DE FUTUROS**



El comportamiento opuesto de las variaciones de precios en los dos mercados tras la aparición de una innovación en uno de ellos se puede explicar por operaciones de arbitraje. En efecto, el aumento de precios inicial en un mercado genera una oportunidad de arbitraje, de forma que los arbitrajistas tenderán a vender en ese mercado, provocando sucesivas caídas de precios, y a comprar en el otro mercado, provocando aumentos en los precios. Estos movimientos continúan hasta que se restablece el equilibrio; es decir, hasta que se vuelvan a igualar los precios en los dos mercados.

Las funciones de reacción a un impulso pueden utilizarse para comparar la dinámica asociada a las estimaciones de los cuatro modelos alternativos que se han estimado en esta sección. En lugar de representar estas funciones para cada uno de estos modelos, en el cuadro III.7 se sintetiza la información de aquellas funciones en solo dos parámetros, los cuales recogen los efectos a corto y largo plazo de un impulso específico en un mercado m sobre el nivel de los precios del mercado n . El efecto a corto plazo se define como el impacto durante los primeros cinco minutos y, por definición, es igual al primer coeficiente de la función de reacción de n a los impulsos de m . El efecto a largo plazo se define

**COMPARACIÓN DE LAS FUNCIONES DE REACCIÓN A UN IMPULSO
EN LAS CUATRO MODELIZACIONES ALTERNATIVAS DE LOS PRECIOS**

	<i>Efectos a corto y largo plazo sin ortogonalizar (a)</i>		<i>Efectos a largo plazo ortogonalizando (c) (d)</i>		<i>Efectos a largo plazo ortogonalizando e innovaciones normalizadas (c) (d) (g)</i>	
	<i>Efecto a corto plazo (b)</i>	<i>Efecto a largo plazo (c)</i>	<i>Ident. 1 (e)</i>	<i>Ident. 2 (f)</i>	<i>Ident. 1 (e)</i>	<i>Ident. 2 (f)</i>
Modelo 1						
Impulso contado	0,191	0,536	1,128	0,536	0,640	0,240
Impulso futuro	0,311	0,672	0,672	0,900	0,433	0,734
Modelo 2						
Impulso contado	0,118	0,123	0,724	0,123	0,532	0,075
Impulso futuro	0,325	0,860	0,860	0,913	0,668	0,850
Modelo 3						
Impulso contado	0,156	0,208	1,010	0,208	0,576	0,095
Impulso futuro	0,290	0,935	0,935	1,022	0,612	0,835
Modelo 4						
Impulso contado	0,144	0,343	0,852	0,343	0,619	0,205
Impulso futuro	0,356	0,699	0,699	0,851	0,535	0,792

Modelo 1: Precios calculados a partir del punto medio de la horquilla de precios y corrigiendo el precio del índice por el «cost of carry».

Modelo 2: Precios de la última transacción y sin corregir el precio del índice por el «cost of carry».

Modelo 3: Precios calculados a partir del punto medio de la horquilla de precios y sin corregir el precio del índice por el «cost of carry».

Modelo 4: Precios de la última transacción y corrigiendo el precio del índice por el «cost of carry».

(a) No se ortogonalizan las perturbaciones. En consecuencia, los parámetros recogen el impacto de una perturbación específica de un mercado sobre el nivel de precios del otro mercado.

(b) El efecto a corto plazo recoge el impacto durante los primeros cinco minutos de un impulso unitario en los precios de un mercado sobre el nivel de precios del otro mercado.

(c) El efecto a largo plazo recoge el impacto acumulado de un impulso unitario en los precios de un mercado sobre el nivel de precios del otro mercado, hasta que se restablece el equilibrio a largo plazo.

(d) Se recogen los efectos de las perturbaciones ortogonalizadas. Estas se ortogonalizan imponiendo alguna restricción sobre la siguiente transformación lineal: $v_{10} = v_{10} + bv_{20}$; $v_{20} = cv_{10} + v_{20}$.

(e) Las perturbaciones se ortogonalizan imponiendo $b = 0$.

(f) Las perturbaciones se ortogonalizan imponiendo $c = 0$.

(g) Impacto de 10 veces la desviación típica en %.

como el impacto acumulado hasta que se restablece el equilibrio, y se calcula como el valor al cual converge la suma de los coeficientes de la misma función.

En el cuadro III.7 también aparecen los efectos a largo plazo que se derivan de la función de reacción ortogonalizada (27), los cuales recogen el impacto de las perturbaciones ortogonalizadas. Asimismo, se presentan

(27) En el apéndice III.A se describe cómo se deriva esta función.

los impactos de las innovaciones normalizadas por su desviación típica. En estos casos, los efectos estimados tienen en cuenta la existencia de correlación entre los residuos de las dos ecuaciones. Dado que no existe una única forma de ortogonalizar las perturbaciones, se presentan los resultados obtenidos con dos esquemas de identificación alternativos (28).

La primera característica que se observa en los resultados de todas las modelizaciones que aparecen en el cuadro III.7 es que los impactos más importantes aparecen en la dirección futuro-contado, confirmando las conclusiones que se habían anticipado al estudiar los coeficientes de las dos ecuaciones estimadas.

El otro resultado interesante que se observa en el cuadro III.7 es que, independientemente del esquema de indentificación utilizado, el mayor impacto del contado sobre el futuro aparece con el modelo 1, estimado con el punto medio de la horquilla de precios y con corrección del «cost of carry».

En conclusión, la comparación de las funciones de reacción a un impulso de los diferentes modelos estimados ilustra claramente, tal como ya se había anticipado, que la asimetría que se documenta en la literatura, en lo relativo al liderazgo en la formación de precios del mercado de futuros sobre el de contado, es en buena parte atribuible a que con la metodología de estimación seguida no se controla el problema de la contratación infrecuente ni se tiene en cuenta que las dos series de precios están relacionadas por el «cost of carry».

III.5.3. Relación dinámica de los volúmenes

La relación dinámica de los volúmenes se estudia siguiendo la misma metodología que se ha utilizado con los rendimientos. Sin embargo, en el caso de los volúmenes los contrastes de DF y de DFA permiten rechazar la presencia de raíces unitarias en las series (véase cuadro III.8), por lo que la modelización correcta es un VAR con las variables expresadas en niveles y sin la inclusión del TCE. Así pues, el modelo estimado es el siguiente:

$$VC_t^d = d_1 + \sum_{j=1}^q e_{1j} VC_{t-j}^d + \sum_{j=1}^q f_{1j} VF_{t-j}^d + u_{1t} \quad [III.31]$$

$$VF_t^d = d_2 + \sum_{j=1}^q e_{2j} VC_{t-j}^d + \sum_{j=1}^q f_{2j} VF_{t-j}^d + u_{2t} \quad [III.32]$$

(28) Véase apéndice III.A.

CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS EN LOS VOLÚMENES

<i>Variable</i>	<i>DF</i>	<i>DFA</i>	<i>r</i>	<i>Q(10)</i>
VC_t	-95,31*	-33,77*	7	6,32
VF_t	-85,24*	-26,42*	8	5,31

VC_t es el volumen del mercado al contado y VF_t es el volumen del mercado de futuros. VC_t está expresado en términos equivalentes a contratos de futuros. Para ello se ha dividido el volumen efectivo de los 35 valores que componen el índice Ibex 35 por 100 veces el valor de dicho índice al final de cada intervalo. La valoración de los volúmenes y del índice se ha realizado con el punto medio de la horquilla de precios.

El contraste de la existencia de una raíz unitaria se ha realizado incluyendo constante y tendencia.

DF: Estadístico de Dickey y Fuller.

DFA: Estadístico de Dickey y Fuller aumentado.

r: número de retardos incluidos en la regresión del estadístico DFA.

Q(10): Estadístico de Ljung-Box para 10 retardos, calculado con los residuos de la ecuación estimada con r retardos de la variable endógena.

*: Significativo al 1%.

donde VC_t^d y VF_t^d son, respectivamente, los volúmenes desestacionalizados durante el intervalo t en el mercado al contado y en el futuro, q es el número máximo de retardos y u_{1t} y u_{2t} son perturbaciones ruido blanco. Para la desestacionalización de las variables y la especificación del número máximo de retardos se han seguido los mismos pasos que con los rendimientos. Aunque, en este caso se partía de un modelo inicial con 20 retardos.

En estos modelos, los coeficientes f_{1j} y e_{2j} recogen la interacción de los volúmenes en los dos mercados. En consecuencia, la hipótesis nula de ausencia de causalidad en el sentido de Granger desde el futuro hacia el contado se contrasta a partir del estudio de la significatividad conjunta de los coeficientes f_{1j} , mientras que para contrastar la existencia de causalidad en el sentido contrario se estudia la significatividad conjunta de los coeficientes e_{2j} . En los dos casos se utiliza el contraste de razón de verosimilitudes cuya distribución asintótica bajo la hipótesis nula es una χ^2 con q + 1 grados de libertad.

Los principales resultados de la estimación de las ecuaciones [III.31] y [III.32] aparecen en el cuadro III.9, en el cual se puede observar que el modelo se especifica con 11 retardos, lo que es indicativo de la elevada persistencia de los volúmenes. Por otra parte, la evidencia es favorable a una causalidad bidireccional. No obstante, y al igual que ocurría con los rendimientos, se detecta una asimetría en el tamaño de los coeficientes que recogen la interacción entre los dos mercados. En concreto, se encuentra que los coeficientes f_{1j} son mayores que los coeficientes e_{2j} . Es decir, la influencia de los volúmenes del mercado de futuros sobre los del

**RELACIÓN DINÁMICA ENTRE LOS VOLUMENES DE LOS DOS MERCADOS
(CONTADO Y FUTURO)**

<i>Ecuación contado. Variable endógena: VC_t^d</i>			<i>Ec. futuro. Variable endógena: VF_t^d</i>	
$R^2: 0,03$	$N: 14.319$		$R^2: 0,13$	$N: 14.319$
<i>Var. independiente</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>
VC_{t-1}^d	0,085	4,83*	0,034	3,88*
VC_{t-2}^d	0,040	3,93*	0,005	0,93
VC_{t-3}^d	0,041	4,08*	0,004	0,64
VC_{t-4}^d	0,031	3,74*	-0,005	-1,17
VC_{t-5}^d	0,016	2,81*	-0,005	-0,94
VC_{t-6}^d	0,019	2,39**	0,002	0,25
VC_{t-7}^d	0,024	2,30**	0,009	0,90
VC_{t-8}^d	0,001	0,19	-0,012	-2,07**
VC_{t-9}^d	0,012	1,99**	-0,006	-1,18
VC_{t-10}^d	0,024	2,84*	-0,003	-0,64
VC_{t-11}^d	0,015	1,73	0,002	0,31
VF_{t-1}^d	0,076	7,04*	0,207	11,63*
VF_{t-2}^d	0,028	2,26**	0,093	6,80*
VF_{t-3}^d	0,013	1,24	0,062	4,71*
VF_{t-4}^d	0,006	0,53	0,036	2,76*
VC_{t-5}^d	0,002	0,16	0,059	4,45*
VF_{t-6}^d	0,007	0,67	0,025	1,99**
VF_{t-7}^d	-0,011	-0,79	0,015	1,18
VF_{t-8}^d	0,000	0,06	0,032	2,85*
VF_{t-9}^d	0,015	1,06	0,036	2,49**
VF_{t-10}^d	-0,010	-1,14	0,020	1,70
VF_{t-11}^d	0,012	0,88	0,029	2,44**
	<i>Valor</i>	<i>p-valor</i>	<i>Valor</i>	<i>p-valor</i>
Contraste LR causalidad	86,73	0,00	37,94	0,00
Q(10)	0,91	1,00	2,80	0,99

Las dos ecuaciones se han estimado por MCO. El volumen del mercado al contado está expresado en términos equivalentes a contratos de futuros. Para ello se ha dividido el volumen efectivo de los 35 valores que componen el índice Ibex 35 por 100 veces el valor de dicho índice al final de cada intervalo. La valoración de los volúmenes y del índice se ha realizado con el punto medio de la horquilla de precios. El volumen del mercado de futuros se mide en número de contratos.

VC_{t-j}^d para $j = 0, \dots, 11$ es el volumen desestacionalizado del contado retardado j periodos; VF_{t-j}^d para $j = 0, \dots, 11$ es el volumen del futuro desestacionalizado y retardado j periodos.

Contraste LR de causalidad: El estadístico $LR = 2(l_{sr} - l_r)$, donde l_{sr} y l_r son el logaritmo de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y en el modelo restringido, que bajo la H_0 se distribuye como una χ^2 con 11 grados de libertad. En la ecuación de contado, la H_0 es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables VF_{t-j}^d para $j = 1, \dots, 11$. En la ecuación del futuro, la H_0 es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables VC_{t-j}^d para $j = 1, \dots, 11$.

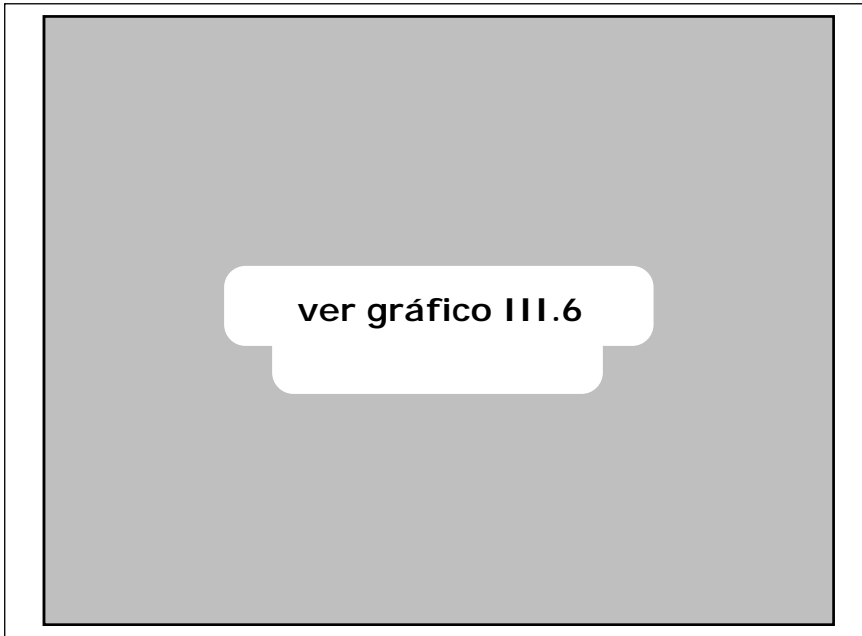
Estadístico t calculado con errores estándar robustos a heteroscedasticidad [White (1980)].

Q(10) es el estadístico de Ljung-Box para 10 retardos.

N: Número de observaciones.

* : Significativo al 1 %.

** : Significativo al 5 %.

**FUNCIONES DE REACCIÓN A UN IMPULSO EN EL VOLUMEN
DEL MERCADO AL CONTADO**

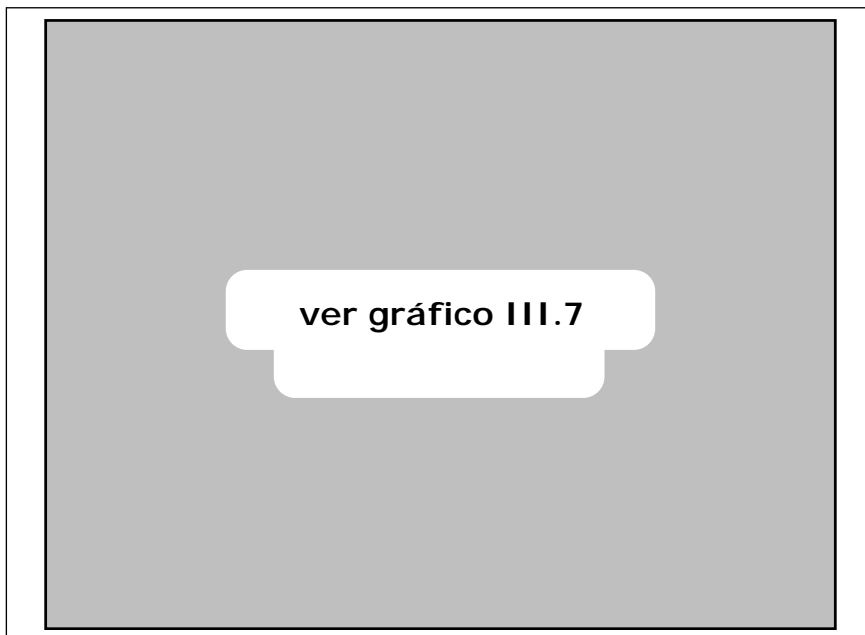
mercado al contado es más importante que la que se produce en sentido contrario.

En los gráficos III.6 y III.7 aparecen las funciones de reacción a un impulso en los volúmenes, las cuales se estiman siguiendo el mismo procedimiento que se utiliza con los rendimientos (29). Estas funciones permiten ilustrar más claramente la dinámica de las interrelaciones de los volúmenes en ambos mercados. La primera característica que se observa en estas funciones es la elevada persistencia que tienen las innovaciones en los volúmenes, especialmente en el mercado de futuros. Por otra parte, se detecta una interacción entre los volúmenes de los dos mercados, ya que los impulsos originados en cualquiera de los dos tiene un impacto en el otro. Finalmente, se observa que el impacto sobre el mercado al contado de los impulsos originados en el mercado de futuros es mayor que el que se produce en el otro sentido.

Así pues, estos resultados confirman la evidencia encontrada con la media de los precios, en el sentido de que la información se transmite en

(29) Véase el apéndice III.A.

**FUNCIONES DE REACCIÓN A UN IMPULSO EN EL VOLUMEN
DEL MERCADO DE FUTUROS**



las dos direcciones, si bien los efectos más importantes se localizan en la dirección futuro a contado.

III.5.4. Relación dinámica de las volatilidades

III.5.4.1. Especificación del modelo

En los modelos tipo GARCH la varianza condicional se expresa como una función de retardos del cuadrado de las innovaciones de los rendimientos y de retardos de la propia varianza condicional. La principal ventaja de estos modelos es que capturan algunas de las propiedades estadísticas que exhiben las series de rendimientos de los activos financieros, como, por ejemplo, el exceso de curtosis en comparación con la distribución normal, la elevada variabilidad de la volatilidad y su persistencia.

La utilización de los modelos de la familia GARCH con datos diarios ha sido ampliamente utilizada en los estudios empíricos y ha producido resultados bastante satisfactorios. En cambio, la aplicación de esta clase de modelos a los datos intradía se ha desarrollado muy poco hasta la fe-

cha. En cualquier caso, debe de advertirse que estos trabajos se enfrentan a dos tipos de limitaciones.

En primer lugar, se encuentra que con datos intradía la hipótesis de normalidad de los rendimientos condicionados es menos plausible, por lo que se hace necesario introducir otras funciones de distribución alternativas. En algunos trabajos, como en Susmel y Engle (1992), se utiliza la función de distribución t , mientras que en otros como, por ejemplo, en Taylor y Xu (1995), se introduce la función de distribución exponencial generalizada, que ya fue utilizada en Nelson (1991) para la estimación del modelo EGARCH.

En segundo lugar, existe evidencia de la presencia de estacionalidades intradía en las varianzas de las series financieras que los modelos GARCH no recogen (30). Hasta la fecha, este último aspecto ha merecido una escasa atención en la literatura. Andersen y Bollerslev (1994) recogieron dicha estacionalidad mediante la introducción de funciones armónicas y polinómicas. Por su parte, Taylor y Xu (1995) propusieron un modelo ARCH en el que las variables eran previamente desestacionalizadas mediante unas variables estacionales multiplicativas, de forma que las series originales se dividían por las variables estacionales.

En este trabajo, el estudio de la transmisión de volatilidad entre el mercado de futuros y el mercado al contado se realiza en el marco de los modelos GARCH. En concreto, se especifica un modelo GARCH (1, 1) para la varianza condicional de los rendimientos de cada mercado en el que se incluye el cuadrado de la innovación retardada del otro mercado (31). El coeficiente de esta última variable recoge la transmisión de volatilidad desde el último mercado hacia el primero. Esta forma de estudiar la transmisión de volatilidad entre mercados fue originalmente propuesta por Engle *et al.* (1990) y aplicada a los principales mercados internacionales de divisas, y posteriormente ha sido seguida en otros trabajos para el estudio de la transmisión de volatilidad entre mercados bursátiles.

Por otra parte, las variables que definen la relación lineal del modelo GARCH (1, 1) se desestacionalizan aplicando la metodología propuesta por Taylor y Xu (1995). Más formalmente, el modelo estimado para cada mercado es el siguiente:

(30) Para evidencia internacional véase, por ejemplo, Wood, McInish y Ord (1985), y para evidencia en el mercado español véase la sección III.5.1.

(31) Debe notarse que este modelo no recoge posibles efectos asimétricos, los cuales se han encontrado con muchas series de rendimientos de activos de renta variable con datos diarios. En este sentido, una posible extensión sería la estimación de un modelo que permitiera esa clase de efectos. Asimismo, otra posible extensión sería la estimación de un modelo bivalente.

$$\begin{aligned}
e_{it} | I_{t-1} &\sim D(0, h_t) \\
e_{it} &= \sum_{k=1}^{72} e_{ik} DK_k \\
\frac{h_{it}}{e_{it}} &= i_0 + i_1 \frac{h_{it-1}}{e_{it-1}} + i_1^2 \frac{1_{t-1}}{e_{1t-1}} + i_2^2 \frac{2_{t-1}}{e_{2t-1}}
\end{aligned} \tag{III.33}$$

donde I_{t-1} es el conjunto de información disponible en el instante $t - 1$ (precios históricos del futuro y del contado), el subíndice i indica el mercado ($i = 1$ contado, $i = 2$ futuro), DK_k para $k = \{1, \dots, 72\}$ son 72 variables ficticias que toman valor unitario para aquellas observaciones t pertenecientes al intervalo k y 1_{t-1} y 2_{t-1} son, respectivamente, las innovaciones en los rendimientos del índice y del futuro, aproximadas como los residuos obtenidos a partir de la estimación de los modelos [III.29] y [III.30].

Obsérvese que el modelo [III.33] incluye un total de 144 parámetros estacionales (e_{ik} para $i = \{1, 2\}$ y $k = \{1, \dots, 72\}$). La estimación de este modelo por máxima verosimilitud resulta inviable para el tamaño de la memoria de los ordenadores convencionales, sobre todo si se tiene en cuenta que se dispone de 14.326 observaciones. Por esta razón, siguiendo la propuesta de Taylor y Xu (1995), el modelo se estima en dos etapas. En la primera, se estiman los parámetros estacionales y en la segunda se estiman el resto de los parámetros. Tal como se definen los parámetros estacionales, el valor de estos es proporcional al nivel de la varianza incondicional de cada intervalo horario. Por tanto, un estimador natural de estos parámetros viene dado por el cociente entre las varianzas muestrales de los rendimientos en cada intervalo y la varianza muestral en todos los intervalos de la sesión. Teniendo esto en cuenta, los parámetros estacionales se estiman de la siguiente manera:

$$\hat{e}_{ik} = \frac{\sum_{t=1}^T \sum_{it}^2 K}{T} \tag{III.34}$$

donde K es el número de observaciones pertenecientes al intervalo k .

Una vez que se dispone de las estimaciones de los parámetros estacionales se estima el resto de los parámetros del modelo [III.33], suponiendo que la distribución condicional de las innovaciones viene dada por una función exponencial generalizada con parámetro de densidad v ,

cuya forma funcional puede consultarse en Hamilton (1994). La estimación se realiza por máxima verosimilitud utilizando el algoritmo de Berndt-Hall-Hall-Hausman (1974).

III.5.4.2. Resultados

En el cuadro III.10 aparecen los resultados de la estimación del modelo [III.33], junto con algunos contrastes de especificación. En concreto, los contrastes de especificación que se ofrecen son el Ljung-Box de autocorrelación del cuadrado de los residuos normalizados, habitualmente utilizado en la especificación de los modelos tipo GARCH, un contraste sobre la función de distribución y un contraste sobre la estacionalidad.

Los contrastes de Ljung-Box indican que no se puede rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación hasta orden 10 en el cuadrado de los residuos normalizados, lo que se puede interpretar como que el modelo estimado recoge completamente todos los efectos ARCH presentes en las innovaciones de los rendimientos.

Como la función de distribución normal es una función exponencial con parámetro de densidad v igual a 2, se puede estudiar la superioridad del modelo exponencial a partir de un contraste de razón de verosimilitudes, en el que el modelo restringido viene dado por la función normal. Dicho contraste se distribuye asintóticamente, bajo la hipótesis nula, como una χ^2 con un grado de libertad. Los resultados de este contraste (LR2) permiten rechazar la hipótesis nula de normalidad de los rendimientos condicionados. La estimación del parámetro v (alrededor de la unidad en las estimaciones de ambos mercados) indica que la distribución condicional de las innovaciones de los rendimientos presenta mayor densidad en los extremos en relación con la distribución normal.

Igualmente, la superioridad del modelo estacional en relación con el no estacional también admite ser estudiada mediante un contraste de razón de verosimilitudes, ya que, de nuevo, se trata de dos modelos anidados, donde en el modelo no estacional se introduce la restricción de que los parámetros estacionales son todos iguales a la unidad. Este contraste se distribuye asintóticamente, bajo la hipótesis nula, como una χ^2 con 144 grados de libertad. Los resultados de este contraste (LR3) permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de estacionalidades.

En cuanto a los resultados de las estimaciones de los parámetros, en el cuadro III.10 se aprecia que los dos coeficientes que recogen la transmisión de volatilidad entre mercados (α_{12} y α_{21}) son positivos y estadísticamente significativos. A este último resultado se llega tanto con el esta-

**RELACIÓN DINÁMICA ENTRE LAS VOLATILIDADES DE LOS DOS MERCADOS
(CONTADO Y FUTURO)**

Modelización de la volatilidad del contado ($i = 1$)			Modelización de la volatilidad del futuro ($i = 2$)	
L: 24.910,6			L: 18.569,2	
N: 14.326			N: 14.326	
Parámetro	Estimación	Estadístico t	Estimación	Estadístico t
i_0	$1,2 \cdot 10^{-4}$	9,90*	$7,1 \cdot 10^{-5}$	7,03*
i	0,785	75,23*	0,910	177,00*
i_1	0,084	10,35*	0,026	4,12*
i_2	0,047	12,16*	0,071	13,81*
v	1,044	78,36*	1,137	73,72*
Contraste	Valor	p-valor	Valor	p-valor
LR1	238,34	0,00	18,03	0,00
LR2	2.337,65	0,00	1.419,95	0,00
LR3	429,44	0,00	543,66	0,00
Q2(10)	8,01	0,63	15,70	0,11

El modelo estimado en cada mercado es el siguiente:

$$e_{it} \mid e_{it-1} \sim D(0, h_{it})$$

$$e_{it} = e_{ik} Dk_t$$

$$h_{it} / e_{it} = i_0 + i_1 h_{it-1} / e_{it-1} + i_2 e_{it-1}^2 / e_{it-1} + i_3 e_{it-2}^2 / e_{it-2}$$

donde el subíndice i indica el mercado ($i = 1$: contado, $i = 2$: futuro); e_{it}^2 es el cuadrado del rendimiento inesperado en el mercado i ; h_{it} es la varianza condicional del rendimiento inesperado del mercado i ; e_{ik} son parámetros estacionales previamente estimados, y Dk_t son 72 variables ficticias que toman valor unitario para aquellas observaciones t pertenecientes al intervalo k ($k = \{1, \dots, 72\}$).

La función de distribución D es una exponencial generalizada con parámetro de densidad v . El modelo se ha estimado por máxima verosimilitud.

LR1 a LR3 son contrastes de razón de verosimilitudes: $LR = 2(l_{sr} - l_r)$, donde l_{sr} y l_r son el logaritmo de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y en el modelo restringido, que bajo la H_0 se distribuye como una χ^2 con p grados de libertad, siendo p el número de restricciones. LR1 es el contraste de causalidad: efecto que tienen las innovaciones de un mercado sobre la volatilidad del otro, su distribución bajo la H_0 es una χ^2 con un grado de libertad. LR2 es un contraste de normalidad, siendo la H_0 : $v = 2$, su distribución bajo la H_0 es una χ^2 con un grado de libertad. LR3 es un contraste de estacionalidad, siendo la H_0 : $e_{1k} = 1$ y $e_{2k} = 1$ para cualquier $k = \{1, \dots, 72\}$ su distribución bajo la H_0 es una χ^2 con 144 grados de libertad.

Q2(10) es el estadístico de Ljung-Box para los residuos normalizados al cuadrado para 10 retardos.

N: Número de observaciones.

*: Significativo al 1%.

dístico t de la regresión como con el contraste de razón de verosimilitudes LR1, en el que en el modelo sin restringir se impone que aquellos coeficientes tomen un valor nulo. Esto significa que las innovaciones en cualquiera de los dos mercados no solo afectan a la volatilidad del propio mercado sino que también afectan a la del otro. Este resultado, que va en la misma línea que el que se ha encontrado previamente en las rela-

**FUNCIONES DE REACCIÓN A UN IMPULSO EN LA VOLATILIDAD
DEL MERCADO AL CONTADO**



ciones temporales entre las medias de los precios y los volúmenes, refuerza las conclusiones anteriores en el sentido de que ambos mercados se influyen mutuamente, sin que exista uno de los dos que ejerza un papel de liderazgo sobre el otro.

Asimismo, se encuentra nuevamente una cierta asimetría en las relaciones temporales entre ambos mercados, ya que el coeficiente que recoge la transmisión de volatilidad desde el futuro hacia el contado (0,047) es mayor que el que captura la transmisión de volatilidad en el otro sentido (0,026).

III.5.4.3. Las funciones de reacción a un impulso

Al igual que con la media de los precios y con el volumen, la relación dinámica entre las volatilidades de los dos mercados se puede estudiar a partir de las funciones de reacción a un impulso. En efecto, tal como mostraron Engle *et al.* (1990), con el sistema formado por las ecuaciones que define el modelo [III.33] se pueden derivar funciones de reacción a un impulso similares a las que se obtienen con los modelos VAR. Los coeficientes de dichas funciones, como $R_{mn}(s)$, se definen como el impacto

**FUNCIONES DE REACCIÓN A UN IMPULSO EN LA VOLATILIDAD
DEL MERCADO DE FUTUROS**



del cuadrado de una innovación unitaria producida en el mercado n sobre la varianza condicional del mercado m , s períodos más adelante.

En nuestro caso, dado que el modelo se ha estimado con variables estacionales multiplicativas, los coeficientes de dichas funciones variarán según el intervalo de la sesión en el que se produzca la perturbación. Con el fin de definir una única función de reacción, los coeficientes de dichas funciones se calculan a partir de las variables desestacionalizadas. En este sentido, los coeficientes de la función $R_{mn}(s)$ se deben interpretar como el impacto del cuadrado de una perturbación unitaria desestacionalizada producida en el mercado n sobre la varianza desestacionalizada del mercado m , s períodos más adelante. Estos coeficientes se pueden calcular resolviendo recursivamente las dos ecuaciones definidas en [III.33] (32).

En los gráficos III.8 y III.9 aparecen representadas, para los dos mercados, las funciones de reacción de la volatilidad a un impulso en cada uno de los mercados. En estos gráficos se detecta que, tal como cabía esperar, el mayor impacto de los impulsos se recoge en la volatilidad del

(32) Véase el apéndice III.A.

propio mercado. Por otra parte, se observa que el impacto de los impulsos en las innovaciones de los rendimientos del futuro producen un mayor efecto sobre la volatilidad del mercado al contado que el efecto en el sentido contrario. Finalmente, se observa que en el mercado de futuros el impacto de las innovaciones en los rendimientos sobre la volatilidad es muy persistente.

III.6. Conclusiones

En este capítulo se ha documentado evidencia favorable a una causalidad bidireccional entre los precios de los futuros sobre el índice Ibex 35 y los precios del mercado al contado, aunque la transmisión de información desde el futuro hacia el contado parece ser más importante que la que se observa en el sentido contrario. Este resultado indica que la información que contienen los precios de cualquiera de los dos mercados es de utilidad para los agentes que participan en el otro mercado. En este contexto, con la creación del mercado de futuros, los participantes en el mercado al contado han visto ampliado su conjunto de información, por lo que debe de haber aumentado la velocidad a la que la información se incorpora a los precios, contribuyendo así a la mejora de la eficiencia del mercado de renta variable.

Una posible interpretación de los resultados es que la información se incorpora primeramente en los precios del mercado donde resulta más barato explotarla. En este sentido, el primer mercado que reacciona depende de la liquidez relativa de los mercados y del tipo de información que llega. En concreto, se ha mostrado que, dada la liquidez relativa de los dos mercados, resulta mucho más rentable explotar la información general en el mercado de futuros, mientras que la información específica puede ser más rentable explotarla en el mercado al contado. También se ha encontrado que la regulación de los mercados puede estar contribuyendo, al menos parcialmente, a que se observe una mayor transmisión de información desde el futuro hacia el contado.

La metodología utilizada en este capítulo para estudiar la relación dinámica del primer momento de los precios presenta dos innovaciones en comparación con la mayoría de los trabajos de la literatura; estas son: la utilización del punto medio de las horquillas de precios comprador-vendedor en lugar de los precios de transacción, y la corrección del índice por el «cost of carry». La primera se introduce con el fin de controlar el problema de la negociación infrecuente, y la segunda para enriquecer el modelo con un elemento sugerido por la teoría. Ambas innovaciones tienen efectos muy importantes sobre las estimaciones. En concreto, se encuentra como efecto conjunto de ambas una reducción de la asimetría en

la transmisión de información entre los mercados. Esta evidencia sugiere que los resultados de la literatura pueden estar sesgando al alza la importancia que ejerce el futuro sobre el contado.

Finalmente, el análisis se ha extendido a las relaciones dinámicas de las volatilidades de los precios y de los volúmenes por ser variables que también recogen la llegada de nueva información. Los resultados de dicho análisis refuerzan las conclusiones obtenidas con el primer momento de los precios; es decir, se encuentra evidencia de una interacción en las dos direcciones, siendo más importante la que se observa desde el futuro al contado.

APÉNDICE III.A

LAS FUNCIONES DE REACCIÓN A UN IMPULSO

III.A.1. Modelos de la media de los precios

Los coeficientes de las funciones de reacción a un impulso $R_{mn}(s)$ en el modelo de la media del precio miden el impacto de una perturbación unitaria producida en el mercado n y en el período 0 sobre la variación en el precio en el mercado m y en el período s ($s = \{0, 1, 2, \dots\}$), condicionado a que la perturbación en el otro mercado sea nula en el período 0. Más formalmente, los coeficientes de estas funciones se definen:

$$R_{1n}(s) = \frac{i_s}{n_0}, \quad R_{2n}(s) = \frac{f_s}{n_0} \quad n = \{1, 2\} \quad [\text{III.A.1}]$$

donde los subíndices 1 y 2 indican contado y futuro, respectivamente.

Tal como se ha definido esta función, los coeficientes de la misma se pueden interpretar como el impacto sobre el mercado m de una perturbación específica del mercado n ; es decir, una perturbación que afecta solamente a ese mercado.

Para calcular numéricamente estos coeficientes se debe tomar, para $s = \{0, 1, 2, \dots\}$, derivadas respecto de la perturbación que se estudie (i_{10} o f_{20}) en las ecuaciones estimadas

$$i_s = a_1^e + \sum_{j=1}^p b_{1j}^e i_{s-j} + \sum_{j=1}^p c_{1j}^e f_{s-j} + \frac{e}{1} (TCE_{s-1}) + i_{1s} \quad [\text{III.A.2}]$$

$$f_s = a_2^e + \sum_{j=1}^p b_{2j}^e i_{s-j} + \sum_{j=1}^p c_{2j}^e f_{s-j} + \frac{e}{2} (TCE_{s-1}) + f_{2s} \quad [\text{III.A.3}]$$

donde el símbolo e indica valores estimados y TCE_{s-1} es el valor estimado del término de corrección de error en el período $s - 1$. Además, sabemos que este término, por definición, sigue la siguiente dinámica:

$$TCE_s = TCE_{s-1} + i_s - b^e f_s \quad [\text{III.A.4}]$$

Así, por ejemplo, para calcular los coeficientes de la función de reacción a una perturbación en el contado deben tomarse derivadas respecto a i_{10} . Para $s = 0$ es inmediato que tomando dichas derivadas en las

ecuaciones [III.A.2] y [III.A.3] tenemos que: $R_{11}(0) = 1$, $R_{21}(0) = 0$. Adicionalmente, si denominamos $R_{31}(s)$ a la función de reacción del TCE a los impulsos del mercado al contado, y tomamos la primera derivada en la ecuación [III.A.4], tenemos que $R_{31}(0) = 1$. Para $s > 0$ los coeficientes se pueden obtener de forma recursiva a partir de las primeras derivadas de las ecuaciones [III.A.2] a [III.A.4]:

$$R_{11}(s) = \sum_{j=1}^p b_{1j}^e R_{11}(s-j) + \sum_{j=1}^p c_{1j}^e R_{21}(s-j) + \sum_{j=1}^e [R_{31}(s-j)] \quad [III.A.5]$$

$$R_{21}(s) = \sum_{j=1}^p b_{2j}^e R_{11}(s-j) + \sum_{j=1}^p c_{2j}^e R_{21}(s-j) + \sum_{j=1}^e [R_{31}(s-j)] \quad [III.A.6]$$

$$R_{31}(s) = R_{31}(s-1) + R_{11}(s) - b^e R_{21}(s) \quad [III.A.7]$$

siendo $R_{m1}(s) = 0$ para $s < 0$ y $m = \{1, 2\}$.

Los coeficientes de las funciones $R_{12}(s)$ y $R_{22}(s)$ se obtienen procediendo de forma similar, pero tomando derivadas respecto a u_{20} .

III.A.2. Modelo del volumen

Los coeficientes de las funciones de reacción a un impulso $R_{mn}(s)$ en el modelo de la media del volumen miden el impacto de una perturbación unitaria producida en el mercado n y en el período 0 sobre el volumen en el mercado m y en el período s ($s = \{0, 1, 2, \dots\}$), condicionado a que la perturbación en el otro mercado sea nula en el período 0. Más formalmente, los coeficientes de estas funciones se definen:

$$R_{1n}(s) = \frac{VC_s}{u_{n0}}, \quad R_{2n}(s) = \frac{VF_s}{u_{n0}} \quad n = \{1, 2\} \quad [III.A.8]$$

Tal como se ha definido esta función, los coeficientes de la misma se pueden interpretar como el impacto sobre el mercado m de una perturbación específica del mercado n ; es decir, una perturbación que afecta solamente a ese mercado.

Para calcular numéricamente estos coeficientes se debe tomar, para $s = \{0, 1, 2, \dots\}$, derivadas respecto de la perturbación que se estudie (u_{10} o u_{20}) en las ecuaciones estimadas

$$VC_s = d_1^e + \sum_{j=1}^q e_{1j}^e VC_{s-j} + \sum_{j=1}^q f_{1j}^e VF_{s-j} + u_{1s} \quad [\text{III.A.9}]$$

$$VF_s = d_2^e + \sum_{j=1}^q e_{2j}^e VC_{s-j} + \sum_{j=1}^q f_{2j}^e VF_{s-j} + u_{2s} \quad [\text{III.A.10}]$$

donde el símbolo e indica valores estimados.

Así, por ejemplo, para calcular los coeficientes de la función de reacción a una perturbación en el contado deben tomarse derivadas respecto a u_{10} . Para $s = 0$ es inmediato que tomando dichas derivadas en las ecuaciones [III.A.9] y [III.A.10] tenemos que: $R_{11}(0) = 1$, $R_{21}(0) = 0$. Para $s > 0$ los coeficientes se pueden obtener de forma recursiva a partir de las primeras derivadas de las ecuaciones [III.A.9] y [III.A.10]:

$$R_{11}(s) = \sum_{j=1}^p e_{1j}^e R_{11}(s-j) + \sum_{j=1}^p f_{1j}^e R_{21}(s-j) \quad [\text{III.A.11}]$$

$$R_{21}(s) = \sum_{j=1}^p e_{2j}^e R_{11}(s-j) + \sum_{j=1}^p f_{2j}^e R_{21}(s-j) \quad [\text{III.A.12}]$$

siendo $R_{m1}(s) = 0$ para $s < 0$ y $m = \{1, 2\}$.

Los coeficientes de las funciones $R_{12}(s)$ y $R_{22}(s)$ se obtienen procediendo de forma similar, pero tomando derivadas respecto a u_{20} .

III.A.3. Modelo de la varianza

Los coeficientes de las funciones de reacción a un impulso $R_{mn}(s)$ en el modelo de la varianza de los precios miden el impacto del cuadrado de una perturbación unitaria producida en el mercado n y en el período 0 sobre la varianza esperada en el mercado m y en el período s ($s = \{1, 2, \dots\}$). Debe observarse que, puesto que en el modelo estimado aparecen variables estacionales multiplicativas, los coeficientes de aquellas funciones dependerán del intervalo del día en el que se produzca la perturbación. Con el fin de definir una única función de reacción, el modelo se va a especificar con las variables desestacionalizadas. En este sentido, los coeficientes de la función $R_{mn}(s)$ se deben interpretar como el impacto del cuadrado de una perturbación unitaria desestacionalizada producida en el mercado n y en el período 0 sobre la varianza esperada desestacionalizada del mercado m en el período s ($s = \{1, 2, \dots\}$).

Más formalmente, los coeficientes de las funciones de reacción se definen de la siguiente manera:

$$R_{mn}(s) = \frac{E[h_{ms}^d | 0]}{(\frac{2}{n_0})^d} \quad [\text{III.A.13}]$$

donde el superíndice d identifica a las variables desestacionalizadas.

Para computar numéricamente los coeficientes de las funciones de reacción se debe, primeramente, partir de las ecuaciones que define el modelo [III.33] y tomar los valores esperados de las varianzas para $s = \{1, 2, \dots\}$, condicionados a la información en el período 0. Con esta operación tenemos:

$$\begin{aligned} E[h_{1s}^d | 0] &= e_{10} + e_1 E[h_{1s-1}^d | 0] + \\ &+ e_{11} E[(\frac{2}{1s-1})^d | 0] + e_{12} E[(\frac{2}{2s-1})^d | 0] \end{aligned} \quad [\text{III.A.14}]$$

$$\begin{aligned} E[h_{2s}^d | 0] &= e_{20} + e_2 E[h_{2s-1}^d | 0] + \\ &+ e_{21} E[(\frac{2}{1s-1})^d | 0] + e_{22} E[(\frac{2}{2s-1})^d | 0] \end{aligned} \quad [\text{III.A.15}]$$

donde el superíndice e denota valores estimados. A partir de estas dos últimas ecuaciones los coeficientes de las funciones se obtienen tomando las primeras derivadas respecto al cuadrado de la perturbación desestacionalizada del mercado n para $s = \{1, 2, \dots\}$. Así, por ejemplo, los coeficientes de las funciones de reacción a un impulso en el contado se obtienen al tomar las derivadas respecto a $(\frac{2}{10})^d$. Para $s = 1$ es inmediato que: $R_{11}(1) = e_{11}$ y $R_{21}(1) = e_{21}$. Para computar los coeficientes siguientes ($s > 2$) debe observarse que para $s > 0$ se verifica que:

$$E[(\frac{2}{is})^d | 0] = E[E[(\frac{2}{is})^d | s-1] | 0] = E[h_{is}^d | 0] \quad i = 1, 2 \quad [\text{III.A.16}]$$

Teniendo esto en cuenta y tomando derivadas respecto a $(\frac{2}{10})^d$ en las ecuaciones [III.A.14] y [III.A.15] se obtiene:

$$R_{11}(s) = e_1 R_{11}(s-1) + e_{11} R_{11}(s-1) + e_{12} R_{21}(s-1) \quad [\text{III.A.17}]$$

$$R_{21}(s) = e_2 R_{21}(s-1) + e_{21} R_{11}(s-1) + e_{22} R_{21}(s-1) \quad [\text{III.A.18}]$$

Aplicando estas dos últimas ecuaciones de forma recursiva se pueden computar los coeficientes $s = \{2, 3, \dots\}$. Si el proceso es estacionario, dichos coeficientes convergerán a cero.

Los coeficientes de las funciones $R_{12}(s)$ y $R_{22}(s)$ se obtienen procediendo de forma similar, pero tomando derivadas respecto a $(\frac{2}{20})^d$.

III.A.4. Funciones de reacción a un impulso ortogonalizadas (33)

Además de las funciones de reacción que se acaban de presentar, se pueden definir las funciones de reacción a un impulso ortogonalizadas. Los coeficientes de estas funciones $RO_{mn}(s)$ miden el impacto de una perturbación unitaria producida en el mercado n y en el período 0 sobre la variable del mercado m (variación de precios o volumen), y en el período s , una vez que se han ortogonalizado las perturbaciones.

Para calcular los coeficientes de estas funciones, se deben calcular las derivadas respecto de las perturbaciones ortogonalizadas. Por ejemplo, si en el modelo de la media de los precios se denominan, respectivamente, v_{10} y v_{20} a las perturbaciones ortogonalizadas del mercado al contado y futuro en el período 0, los coeficientes de la función ortogonalizada serán:

$$RO_{1n}(s) = \frac{i_s}{v_{n0}} = \left[\frac{i_s}{10} \frac{10}{v_{n0}} + \frac{i_s}{20} \frac{20}{v_{n0}} \right] \quad n = \{1, 2\} \quad \text{[III.A.19]}$$

$$RO_{2n}(s) = \frac{f_s}{v_{n0}} = \left[\frac{f_s}{10} \frac{10}{v_{n0}} + \frac{f_s}{20} \frac{20}{v_{n0}} \right] \quad n = \{1, 2\} \quad \text{[III.A.20]}$$

Nótese que el primer factor de los dos términos de las expresiones [III.A.19] y [III.A.20] son coeficientes de la función de reacción sin ortogonalizar. Para calcular los otros términos es necesario conocer qué transformación es necesario hacer para ortogonalizar las variables. La transformación lineal de las perturbaciones se puede escribir a partir de las siguientes ecuaciones:

$$\begin{aligned} 10 &= av_{10} + bv_{20} \\ 20 &= cv_{10} + dv_{20} \end{aligned} \quad \text{[III.A.21]}$$

La condición que tienen que verificar los coeficientes a, b, c, d es que la covarianza entre las perturbaciones v_{10} y v_{20} sea cero. Con el fin de reducir el número de parámetros se puede normalizar fijando los coefi-

(33) Los términos función de reacción a un impulso y función de reacción ortogonalizada se toman de Hamilton (1994).

cientes $a = d = 1$. Sin embargo, todavía subsisten dos parámetros, mientras que solo se dispone de una ecuación. Es decir, que existe un problema de subidentificación. En consecuencia, para identificar aquellos parámetros es necesario imponer alguna restricción. En estos casos, los dos esquemas de identificación que se suelen especificar consisten en imponer que uno de estos dos coeficientes sea cero. Desde este punto de vista, existen dos esquemas de identificación posibles: imponer que $b = 0$ o imponer que $c = 0$. En el primer caso, la condición de ortogonalidad permite recuperar el parámetro c :

$$c = \frac{\text{cov} (x_{10}, x_{20})}{\text{var} (x_{10})} \quad [\text{III.A.22}]$$

mientras que en el segundo caso se puede recuperar el parámetro b :

$$b = \frac{\text{cov} (x_{10}, x_{20})}{\text{var} (x_{20})} \quad [\text{III.A.23}]$$

Una vez que se dispone de estos parámetros, ya se pueden calcular todos los factores de los términos de las expresiones [III.A.19] y [III.A.20].

APÉNDICE III.B

CUADRO III.B.1

RELACIÓN DINÁMICA ENTRE LAS MEDIAS DE LOS PRECIOS EN LOS DOS MERCADOS (CONTADO Y FUTURO), UTILIZANDO EL PUNTO MEDIO DE LA HORQUILLA DE PRECIOS Y SIN CORREGIR EL ÍNDICE POR EL «COST OF CARRY»

Ecuación contado. Variable endógena: Δi_t			Ec. futuro. Variable endógena: Δf_t		
$R^2: 0,12$	$\sigma = 0,0571$	$N: 14.322$	$R^2: 0,01$	$\sigma = 0,0817$	$N: 14.322$
Var. independiente	Coefficiente	Estadístico t	Coefficiente	Estadístico t	
i_{t-1}	-0,047	-2,62*	0,154	7,10*	
i_{t-2}	-0,102	-6,47*	-0,019	-0,94	
i_{t-3}	-0,062	-4,49*	0,030	1,60	
i_{t-4}	-0,045	-3,33*	0,000	0,02	
i_{t-5}	-0,018	-1,31	0,046	2,54**	
i_{t-6}	-0,006	-0,46	0,034	1,88	
i_{t-7}	-0,013	-1,02	-0,002	-0,13	
i_{t-8}	-0,007	-0,62	0,010	0,68	
f_{t-1}	0,281	25,56*	-0,006	-0,42	
f_{t-2}	0,116	10,41*	-0,043	-2,86*	
f_{t-3}	0,084	7,90*	-0,032	-2,15**	
f_{t-4}	0,045	4,47*	-0,018	-1,22	
f_{t-5}	0,048	4,76*	-0,017	-1,20	
f_{t-6}	0,021	2,08**	-0,026	-1,84	
f_{t-7}	0,017	1,68	-0,012	-0,88	
f_{t-8}	0,018	1,97**	-0,009	-0,71	
μ_{t-1}	-0,009	-4,64*	0,002	0,78	
	Valor	p-valor	Valor	p-valor	
Contraste LR causalidad	1.566,02	0,00	128,00	0,00	
Q(10)	3,78	0,96	1,59	1,00	

Las dos ecuaciones se han estimado por MCO. El futuro y el índice Ibex 35 se han calculado a partir del punto medio de la horquilla de precios.

i_{t-j} para $j = 0, \dots, 8$ es la primera diferencia del logaritmo del índice desestacionalizada y retardada j periodos; f_{t-j} para $j=0, \dots, 8$ es la primera diferencia del logaritmo del futuro retardada j periodos; μ_{t-1} es el residuo retardado un periodo de la ecuación de cointegración entre el índice y el futuro, estimado por MCO.

Contraste LR de causalidad: El estadístico $LR = 2(l_{sr} - l_r)$, donde l_{sr} y l_r son el logaritmo de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y en el modelo restringido, que bajo la H_0 se distribuye como una χ^2 con 9 grados de libertad. En la ecuación de contado, la H_0 es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables f_{t-j} para $j = 1, \dots, 8$ y de la variable μ_{t-1} . En la ecuación del futuro, la H_0 es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables i_{t-j} para $j = 1, \dots, 8$ y de la variable μ_{t-1} .

Estadístico t calculado con errores estándar robustos a heteroscedasticidad [White (1980)]; es la desviación típica del error de la ecuación.

Q(10) es el estadístico de Ljung-Box para 10 retardos.

N: Número de observaciones.

* : Significativo al 1 %.

** : Significativo al 5 %.

**RELACIÓN DINÁMICA ENTRE LAS MEDIAS DE LOS PRECIOS
EN LOS DOS MERCADOS (CONTADO Y FUTURO), UTILIZANDO EL PRECIO
DE LA ÚLTIMA OPERACIÓN Y CORRIGIENDO EL ÍNDICE
POR EL «COST OF CARRY»**

<i>Ecuación contado. Variable endógena: Δi_t</i>			<i>Ec. futuro. Variable endógena: Δf_t</i>		
$R^2: 0,14$	$\sigma = 0,0726$	$N: 14.326$	$R^2: 0,01$	$\sigma = 0,0930$	$N: 14.326$
<i>Var. independiente</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>	
i_{t-1}	-0,062	-3,77*	0,064	3,52*	
i_{t-2}	-0,079	-5,78*	-0,033	-2,04**	
i_{t-3}	-0,042	-3,47*	-0,002	-0,13	
i_{t-4}	-0,021	-1,85	-0,005	-0,33	
f_{t-1}	0,193	14,63*	-0,021	-1,32	
f_{t-2}	0,093	7,89*	-0,012	-0,78	
f_{t-3}	0,049	4,54*	-0,014	-0,97	
f_{t-4}	0,024	2,43**	0,008	0,60	
s_{t-1}	-0,163	-15,87*	0,080	7,33*	
	<i>Valor</i>	<i>p-valor</i>	<i>Valor</i>	<i>p-valor</i>	
Contraste LR causalidad	2.096,37	0,00	147,54	0,00	
Q(10)	4,10	0,94	4,81	0,91	

Las dos ecuaciones se han estimado por MCO. El futuro y el índice Ibex 35 se han calculado a partir del precio de la última transacción.

i_{t-j} para $j = 0, \dots, 4$ es la primera diferencia del logaritmo del índice desestacionalizada y retardada j periodos; f_{t-j} para $j = 0, \dots, 4$ es la primera diferencia del logaritmo del futuro retardada j periodos; s_{t-1} es la sobrevaloración del contado retardada un periodo, y se define como la diferencia logarítmica entre el índice Ibex 35 corregido del efecto del «cost of carry» y la cotización del futuro. Dicha corrección se ha realizado sumando al logaritmo del índice una estimación del «cost of carry», que se calcula como la diferencia de la media diaria de los logaritmos del futuro y del índice.

Contraste LR de causalidad: El estadístico $LR = 2(l_{lr} - l_r)$, donde l_{lr} y l_r son el logaritmo de la función de verosimilitud en el modelo sin restringir y en el modelo restringido, que bajo la H_0 se distribuye como una χ^2 con 5 grados de libertad. En la ecuación de contado, la H_0 es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables i_{t-j} para $j = 1, \dots, 4$ y de la variable s_{t-1} . En la ecuación del futuro, la H_0 es la no significatividad conjunta de los coeficientes de las variables i_{t-j} para $j = 1, \dots, 4$ y de la variable s_{t-1} .

Estadístico t calculado con errores estándar robustos a heteroscedasticidad [White (1980)]; es la desviación típica del error de la ecuación

Q(10) es el estadístico de Ljung-Box para 10 retardos.

N: Número de observaciones.

*: Significativo al 1 %.

**: Significativo al 5 %.

BIBLIOGRAFÍA

- ABHYANKAR, A. H. (1955). «Return and volatility dynamics in the FT-SE 100 stock index and stock index futures markets», *The Journal of Futures Markets*, 15, pp. 457-488.
- ADMATI, A. R. y PFLEIDERER, P. (1988). «A theory of intraday patterns: volume and price variability», *The Review of Financial Studies*, 1, pp. 3-40.
- AHN, H. J., CAO, C. Q. y CHOE, H. (1996). «Tick size, spread, and volume», *Journal of Financial Intermediation*, 5, pp. 2-22.
- AMIHUD, Y. y MENDELSON, H. (1980). «Dealership market: market-making with inventory», *Journal of Financial Economics*, 8, pp. 31-53.
- ANDERSEN, T. G. y BOLLERSLEV, T. (1994). *Intraday seasonality and volatility persistence in financial markets*, Working Paper 193, Department of Finance, Northwestern University.
- ANTONIOU, A. y HOLMES, P. (1995). «Futures trading, information and spot price volatility: evidence for the FTSE-100 stock index futures contract using GARCH», *Journal of Banking and Finance*, 19, pp. 117-129.
- AYUSO, J. y NÚÑEZ, S. (1995). «¿Desestabilizan los activos derivados el mercado al contado?: La experiencia española en el mercado de deuda pública», *Moneda y Crédito*, 200, pp. 169-204.
- AYUSO, J., NÚÑEZ, S. y PÉREZ-JURADO, M. (1996). *Volatility in Spanish financial markets: the recent experience*, Documento de Trabajo nº 9601, Banco de España.
- BAGEHOT, W. (1971). «The only game in town», *Financial Analysts Journal*, 27, pp. 12-22.
- BALDAUF, B. y SANTONI, G. (1991). «Stock price volatility: some evidence from an ARCH model», *Journal of Futures Markets*, 11, pp. 191-200.
- BENSTON, G. y HAGERMAN, R. (1974). «Determinants on bid-ask spread in the over-the-counter market», *Journal of Financial Economics*, diciembre, pp. 353-364.
- BERNDT, E. K., HALL, B. H., HALL, R. E. y HAUSMAN, J. A. (1974). «Estimation and inference in nonlinear structural models», *Annals of Economic and Social Measurement*, 3, pp. 545-568.
- BHATTACHARYA, A. K., RAMJEE, A. y RAMJEE, B. (1986). «The causal relationship between futures price volatility and the cash price volatility of GNMA securities», *The Journal of Futures Markets*, 6, pp. 29-39.
- BOARD, J., GOODHART, C. y SUTCLIFFE, C. (1992). *Inter-market volatility linkages: The London Exchange & London International Financial Futures Exchange*, Documento de Trabajo de Financial Markets Group.
- BOLLERSLEV, T. (1986). «Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity», *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307-328.

- CABALLERO, J. M. y NOVALES, A. (1995). «The spanish stock market futures contract: a first analysis», mimeo.
- CHAN, K. (1992). «A further analysis of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market», *The Review of Financial Studies*, 5, pp. 123-152.
- CHAN, K., CHAN, K. C. y KAROLYI, A. (1991). «Intraday volatility in the stock index and stock index futures markets», *The Review of Financial Studies*, 4, pp. 657-684.
- CHAN, K., CHUNG, Y. P. y JOHNSON, H. (1993). «Why option prices lag stock prices: a trading-based explanation», *The Journal of Finance*, 48, pp. 1957-1967.
- CHAN, K. y KAROLYI, G. (1991). «The volatility of the Japanese Stock Market: evidence from 1977 to 1990», *Japanese Financial Market Research*, North Holland.
- CHARI, V., JAGANNATHAN, R. y JONES, L. (1990). «Price stability and futures trading in commodities», *Quarterly Journal of Economics*, 105, pp. 527-534.
- CHEUNG, Y. W. y NG, L. K. (1991). «The dynamics of S&P500 index and S&P 500 futures intraday price volatilities», *The Review of Futures Markets*, 9, pp. 458-486.
- CHOI, H. y SUBRAHMANYAM, A. (1994). «Using intraday data to test for the effects of index futures on the underlying stock markets», *The Journal of Futures Markets*, 14, pp. 293-322.
- CHUNG, K. H., MCINISH, T. H., WOOD, R. A. y WYHOWSKY, D. (1995). «Production of information asymmetry, and the bid-ask spread: empirical evidence from analysts' forecasts», *Journal of Banking and Finance*, 19, pp. 1025-1046.
- CLIMENT, F. J. y PARDO, A. (1996). «Estudio de las relaciones entre el contrato de futuro sobre IBEX-35 y su activo subyacente», *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*, WP-EC 96-13.
- COPELAND, T. y GALAI, D. (1983). «Information effects and the bid-ask spread», *Journal of Finance*, 38, pp. 1457-1469.
- CRAIN, S. J. y LEE, J. H. (1995). «Intraday volatility in interest rate and foreign exchange spot and futures markets», *The Journal of Futures Markets*, 15, pp. 395-421.
- DARRAT, A. F. y RAHMAN, S. (1995). «Has futures trading activity caused stock price volatility?», *The Journal of Futures Markets*, 15, pp. 537-557.
- DEMSETZ, H. (1968). «The cost of transacting», *Quarterly Journal of Economics*, 82, pp. 33-53.
- DWYER, G. P., JR., LOCKE, P. y YU, W. (1996). «Index arbitrage and nonlinear dynamics between the S&P 500 futures and cash», *The Review of Financial Studies*, 9, pp. 301-332.
- EASLEY, D. y O'HARA, M. (1987). «Price, trade size, and information in securities markets», *Journal of Financial Economics*, 19, pp. 69-90.
- EDWARDS, F. (1988a). «Does futures trading increase stock market volatility?», *Financial Analyst Journal*, 44, pp. 63-69.
- (1988b). «Futures trading and cash market volatility: stock index and interest rate futures», *Journal of Futures Markets*, 8, pp. 421-439.
- ENGLE, R. (1982). «Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation», *Econometrica*, 55, pp. 987-1008.
- ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. (1987). «Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing», *Econometrica*, 55, pp. 251-276.

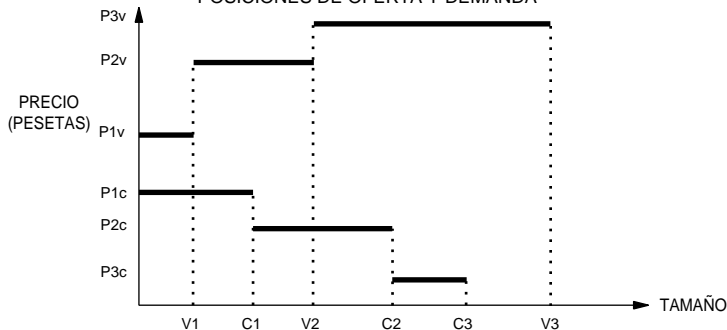
- ENGLE, R. F., ITO, T. y LIN, W. L. (1990). «Meteor shower or heat waves. Heteroskedastic intra-daily volatility in the foreign exchange market», *Econometrica*, 58, pp. 525-542.
- ENGLE, R. F. y NG, V. K. (1993). «Measuring and testing the impact of news on volatility», *The Journal of Finance*, 48, pp. 1749-1778.
- GARMAN, M. B. (1976). «Market microstructure», *Journal of Financial Economics*, 3, pp. 257-275.
- GLOSTEN, L., JAGANNATHAN, R. y RUNKLE, D. (1993). «On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks», *Journal of Finance*, 48, pp. 1779-1801.
- GLOSTEN, L. R. y MILGROM, P. (1985). «Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders», *Journal of Financial Economics*, 14, pp. 71-100.
- GRANGER, C. (1969). «Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods», *Econometrica*, 37, pp. 424-438.
- (1986). «Developments in the study of cointegrated economic variables», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, pp. 213-228.
- HAMILTON, J. D. (1994). «Time series analysis», Princeton University.
- HARRIS, L. (1989). «S&P 500 cash stock price volatilities», *Journal of Finance*, 44, pp. 1155-1175.
- (1994). «Minimum price variations, discrete bid-ask spreads, and quotation sizes», *The Review of Financial Studies*, 7, pp. 149-178.
- HENTSCHEL, L. (1995). «All in the family: nesting symmetric and asymmetric GARCH models», *Journal of Financial Economics*, 39, pp. 71-104.
- HO, T. S. y STOLL, H. R. (1983). «The dynamics of dealer markets under competition», *The Journal of Finance*, 38, pp. 1053-1074.
- JARROW, R. A. y ROSENFELD, E. R. (1984). «Jump risks and the intertemporal capital asset pricing model», *Journal of Business*, 57, pp. 337-351.
- JONES, C., KAUL, G. y LIPSON, M. L. (1994). «Transactions, volume and volatility», *The Review of Financial Studies*, 7, pp. 631-651.
- KAWALLER, I. G., KOCH, P. D. y KOCH, T. W. (1987). «The temporal price relationship between S&P 500 futures and the S&P 500 index», *The Journal of Finance*, 42, pp. 1309-1329.
- (1990). «Intraday relationship between volatility in S&P500 futures prices and volatility in the S&P500 index», *Journal of Banking and Finance*, 14, pp. 373-397.
- KYLE, A. (1985). «Continuous auctions and insider trading», *Econometrica*, 53, pp. 1315-1335.
- LAFUENTE, J. A. (1995). «Rendimientos y volatilidad en el mercado español de futuros sobre el Ibex 35», mimeo.
- LASHGARI, M. y WAHAB, M. (1993). «Price dynamics and error correction in stock index and stock index futures markets: a cointegration approach», *The Journal of Futures Markets*, 13, pp. 711-742.
- LEE, C. M. C., MUCKLOW, B. y READY, M. J. (1993). «Spreads, depth and the impact of earnings information: an intraday analysis», *The Review of Financial Studies*, 6, pp. 345-374.
- LEE, S. B. y OHK, K. Y. (1992). «Stock index futures listing and structural change in time-varying volatility», *The Journal of Futures Markets*, 12, pp. 493-509.
- LEHMAN, B. N. y MODEST, D. (1994). *Trading and liquidity on the Tokyo Stock Exchange: a bird's eye view*, Research program in finance Working Paper Series, no. 234.

- LEÓN, A. y MORA, J. (1996). *Modelling conditional heteroscedasticity: application to stock return index Ibex-35*, Documento de Trabajo del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- MA, C. K., PETERSON, R. L., y SEARS, R. S. (1992). «Trading noise, adverse selection and the intraday bid-ask spreads in futures markets», *The Journal of Futures Markets*, 12, pp. 519-538.
- MACKINLAY, A. C. y RAMASWAMY, K. (1988). «Index-futures arbitrage and the behavior of stock index futures prices», *The Review of Financial Studies*, 1, pp. 137-158.
- MACKINNON, J. G. (1991). «Critical values for cointegration test», en Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (eds.), *Long Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, pp. 267-276.
- MARTIKAINEN, T. y PUTTONEN, V. (1994). «Internacional price discovery in Finish stock index futures and cash markets», *Journal of Banking & Finance*, 18, pp. 809-822.
- MCINISH, T. y WOOD, R. (1992). «An analysis of intraday patterns in bid-ask spreads for NYSE stocks», *The Journal of Finance*, 48, pp. 753-764.
- MUÑOZ, M. J., FERNÁNDEZ, A. y NIETO, L. (1997). «Análisis de causalidad entre el IBEX-35 y el futuro sobre el índice en un contexto de cointegración», *Análisis Financiero*, 71, pp. 16-26.
- NELSON, D. (1991). «Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach», *Econometrica*, 59, pp. 347-370.
- NEWKEY, W. K. y WEST, K. D. (1987). «A simple positive semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix», *Econometrica*, 55, pp. 703-708.
- NIMALENDRAN, M. (1994). «Estimating the effects of information surprises and trading on stocks returns using a mixed jump-diffusion model», *The Review of Financial Studies*, 7, pp. 451-473.
- PARKINSON (1980). «The extreme value method for estimating the variance of the rate of return», *Journal of Business*, 53, pp. 61-65.
- PEIRÓ, A. (1994). «La estacionalidad diaria del mercado de acciones español», *Investigaciones Económicas*, 18, pp. 557-569.
- PRESS, J. S. (1967). «A compound events model for security prices», *The Journal of Business*, 40, pp. 317-335.
- PUTTONEN, V. (1993). «Short sale restrictions and the temporal relationships between stock index cash and derivatives markets», *The Journal of Futures Markets*, 13, pp. 645-664.
- ROBINSON, G. (1993). *The effects of futures trading on cash market volatility: evidence from the London Stock Exchange*, Working Paper Series 19, Banco de Inglaterra.
- RUBIO, G. y M. TAPIA (1996). «Adverse selection, volume and transactions around dividend announcements in a continuous auction system», *European Financial Management*, vol. 2, 1, pp. 39-67.
- RUIZ, F. R. (1995). *Los efectos de la negociación y de la información en las ofertas públicas de venta españolas*, Documento de Trabajo 9525, CEMFI.
- SANTONI, G. (1987). *Has programmed trading made stock prices more volatile?*, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, mayo.
- SCHWERT, G. W. (1989). «Why does stock market volatility change over time?», *The Journal of Finance*, 44, pp. 1115-1153.

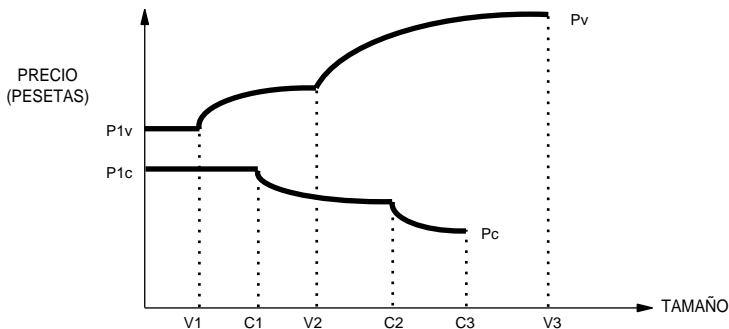
- SECURITIES AND EXCHANGE COMMISSION (1988). *The October 1987 market break*, Informe de la Division of Market Regulation, US Government Printing Office, Washington D.C.
- (1994). *Market 2000, an examination of current equity market developments*.
- SIMS, C. A. (1972). «Money, income and causality», *American Economic Review*, 62, pp. 540-552.
- SORIA, P. (1991). *La microestructura del mercado de valores. Una aplicación al caso español*, Tesis Doctoral, Universidad Autónoma de Madrid.
- STEPHAN, J. A. y WHALEY, R. E. (1990). «Intraday price change and trading volume relations in the stock and stock option markets», *The Journal of Finance*, 45, pp. 191-220.
- STOLL, H. R. (1978a). «The supply of dealer services in securities markets», *Journal of Finance*, 33, pp. 1133-1151.
- (1978b). «The pricing of dealer services: an empirical study of NASDAQ stocks», *Journal of Finance*, 33, pp. 1153-1172.
- STOLL, H. R. y WHALEY, R. E. (1990). «The dynamics of stock index and stock index futures returns», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, pp. 441-468.
- SUBRAHMANYAM, A. (1991). «A theory of trading in stock index futures», *The Review of Financial Studies*, 4, pp. 17-51.
- SUSMEL, R. y ENGLE, R. F. (1992). *Hourly volatility spillovers between international equity markets*, Discussion Papers 92-08, University of California.
- TAYLOR, S. J. y XU, X. (1995). *The incremental volatility information in one million foreign exchange quotations*, Working Paper n° 95/008, The Management School, Lancaster University.
- THOSAR, S. y TRIGEORGIS, L. (1994). «Stock market volatility and excess returns in the index futures trading era: a departure from fundamentals?», mimeo.
- TINIC, S. (1972). «The economics of liquidity services», *Quarterly Journal of Economics*, 86, pp. 79-93.
- URRUTIA, A. (1990). «El paso al mercado continuo: efectos sobre la volatilidad de los precios y el volumen de contratación», *Moneda y Crédito*, 191, pp. 41-71.
- VIJH, A. M. (1994). «S&P 500 Trading strategies and stock betas», *The Review of Financial Studies*, 7, pp. 215-251.
- WANG, G. H. K., MICHALSKI, R. J., JORDAN, J. V. y MORIARTY, E. J. (1994). «An intraday analysis of the bid-ask spreads and price volatility in the S&P 500 index futures market», *The Journal of Futures Markets*, 14, pp. 837-859.
- WERNER, I. M. y KLEIDON, A. W. (1996). «U.K. and U.S. trading of British cross-listed stocks: an intraday analysis of market integration», *The Review of Financial Studies*, 9, pp. 619-664.
- WHITE, H. (1980). «A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity», *Econometrica*, 48, pp. 721-746.
- WOOD, R. A., MCINISH, T. H. y ORD, J. K. (1985). «An investigation of transactions data for NYSE stocks», *Journal of Finance*, 40, pp. 723-739.
- ZAPATERO, F. (1995). «Effects of financial innovations on market volatility when beliefs are heterogeneous», mimeo.

1a) SITUACIÓN DE MERCADO DE LAS TRES MEJORES

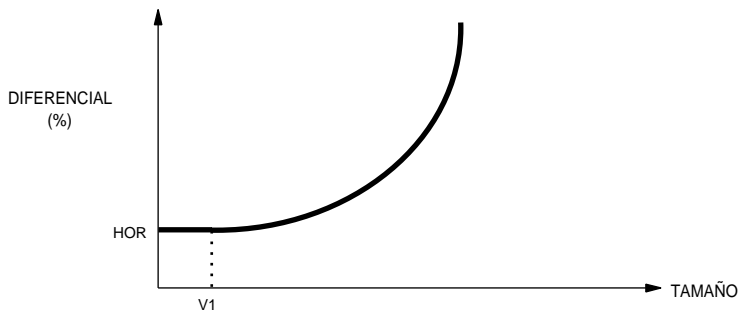
POSICIONES DE OFERTA Y DEMANDA

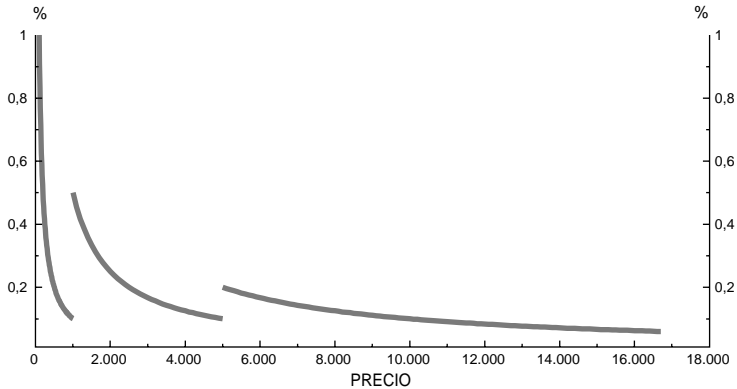


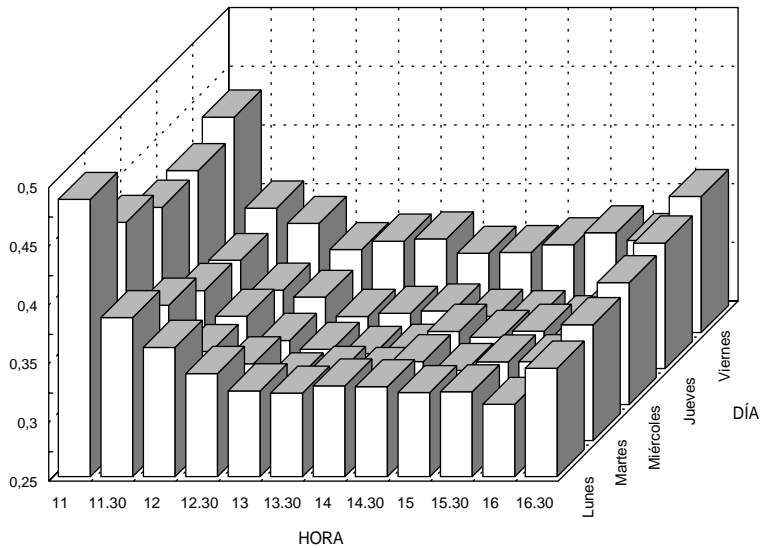
1b) CURVAS DE OFERTA Y DEMANDA [PRECIO MEDIO DE VENTA (P_v) Y DE COMPRA (P_c) EN FUNCIÓN DEL TAMAÑO DE LA OPERACIÓN]

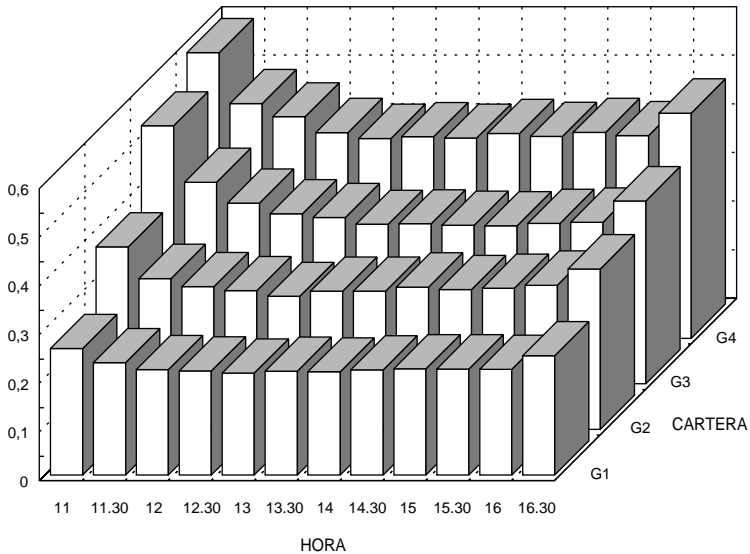


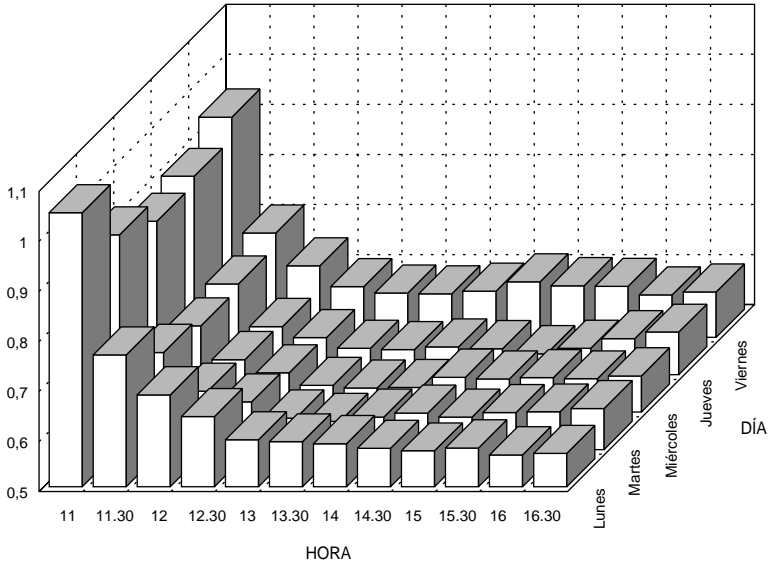
1c) CURVA DE LIQUIDEZ [DIFERENCIAL= $(P_v - P_c)/0,5(P_v + P_c)$]

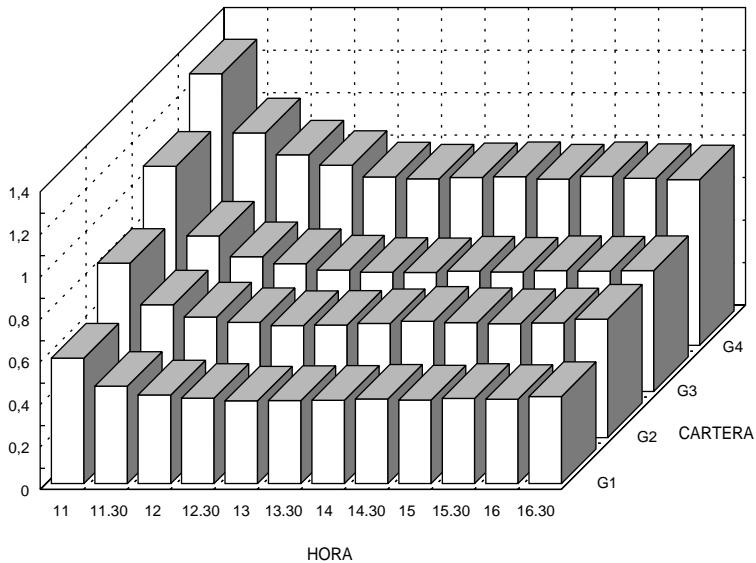




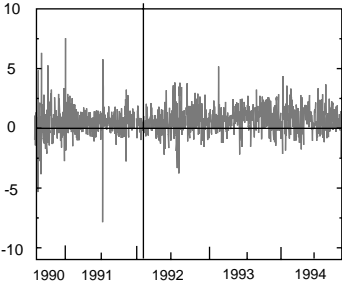




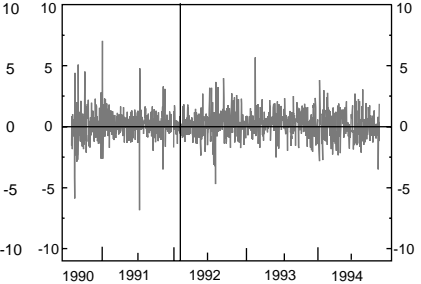




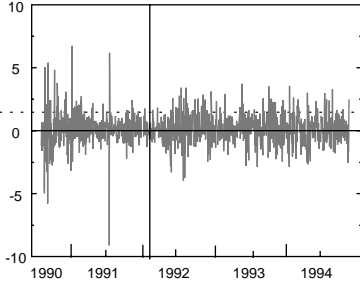
INNOVACIONES EN LOS RENDIMIENTOS
DIARIOS DE LA CARTERA IBEX-35 (%)



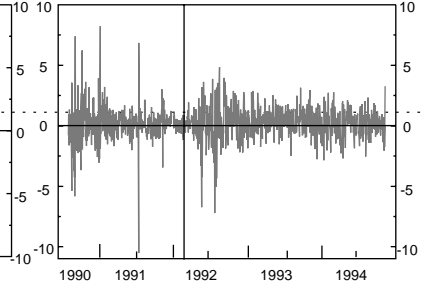
INNOVACIONES EN LOS RENDIMIENTOS
DIARIOS DE LA CARTERA C1 (%)



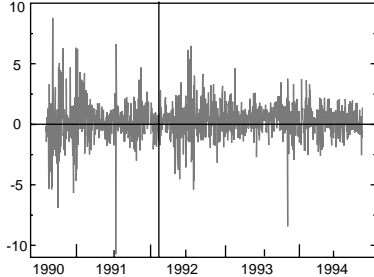
INNOVACIONES EN LOS RENDIMIENTOS
DIARIOS DE LA CARTERA C2 (%)



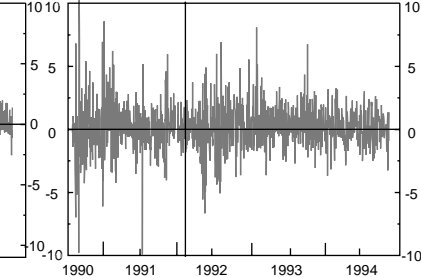
INNOVACIONES EN LOS RENDIMIENTOS
DIARIOS DE LA CARTERA C3 (%)



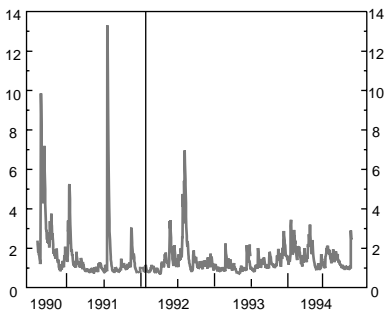
INNOVACIONES EN LOS RENDIMIENTOS
DIARIOS DE LA CARTERA C4 (%)



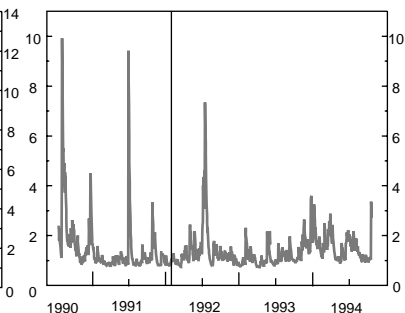
INNOVACIONES EN LOS RENDIMIENTOS
DIARIOS DE LA CARTERA C5 (%)



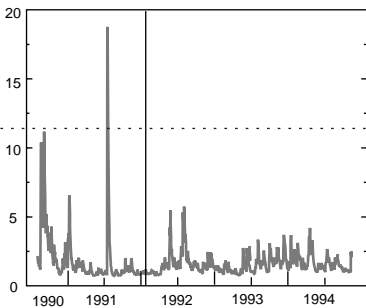
VOLATILIDAD ESTIMADA
DE LA CARTERA IBEX-35 ($\times 10^4$)



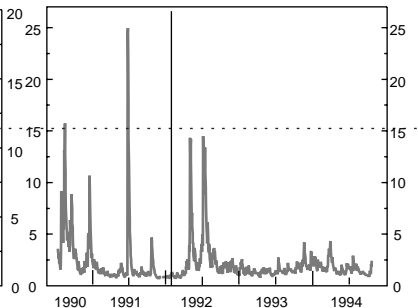
VOLATILIDAD ESTIMADA
DE LA CARTERA C1 ($\times 10^4$)



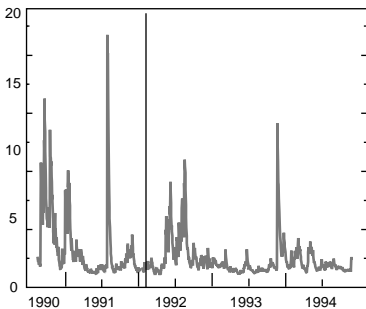
VOLATILIDAD ESTIMADA
DE LA CARTERA C2 ($\times 10^4$)



VOLATILIDAD ESTIMADA
DE LA CARTERA C3 ($\times 10^4$)



VOLATILIDAD ESTIMADA
DE LA CARTERA C4 ($\times 10^4$)



VOLATILIDAD ESTIMADA
DE LA CARTERA C5 ($\times 10^4$)

